



## 저작자표시 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#) 

보건학석사 학위논문

시간변동계수 모형을 적용한  
고온과 대기오염의 건강영향 연구

Time-varying coefficient model  
with an application to health risk assessment  
of high temperature and air pollution

2014년 2월

서울대학교 보건대학원  
보건학과 보건통계학전공  
온 일 상

시간변동계수 모형을 적용한  
고온과 대기오염의 건강영향 연구

지도교수 김 호

이 논문을 보건학석사 학위논문으로 제출함

2013년 10월

서울대학교 보건대학원  
보건학과 보건통계학전공  
온일상

온일상의 석사학위논문을 인준함

2013년 12월

위 원 장	_____	이 승 목	_____	(인)
부 위 원 장	_____	성 주 현	_____	(인)
위 원	_____	김 호	_____	(인)

# 초록

서울대학교 보건대학원  
보건학과 보건통계학전공  
온일상

고온과 대기오염이 건강에 미치는 위해성은 많은 연구를 통하여 밝혀져 왔다. 이에 고온과 대기오염에 대한 대응책이 마련될 필요성이 대두되었고, 여러 정책적 수단이 마련되어 시행되어 왔다. 인구 집단의 적응 정책의 영향으로 인하여 고온과 대기오염의 건강영향이 시간에 따라 변할 가능성이 존재하게 되었는데, 이를 평가한 연구는 거의 존재하지 않는다. 본 연구는 회귀계수의 시간에 따른 변동성을 확인하는데 널리 사용되는 시간변동계수 모형을 이용하여 고온과 대기오염의 효과가 변화하는 정도를 파악하고자 하였다.

대만 3개 도시, 한국 6개 도시, 일본 6개 도시를 포함한 동아시아 15개 도시를 분석 대상으로 하였다. 고온의 영향은 일평균 온도를 노출 변수로 하여 분석하였고, 대기오염의 영향은 미세먼지( $PM_{10}$ )와 오존( $O_3$ )의 일평균 농도를 노출 변수로 하여 분석하였다. 반응 변수로는 사고사를 제외한 일별 비사고 사망자수를 사용하였다.

반응변수가 포아송 분포를 가지는 일반화 선형모형을 분석의 기본 모형으로 하였다. 사전분석으로서 5년 단위로 분할된 자료 각각에 대해 회귀계수를 추정하여 회귀계수의 변화를 살펴보는 자료 분할 분석을 시행하였다. 시간변동계수 모형은 크게 두 가지를 설정하였는데, 첫 번째는 평활함수를 이용하여 노출변수와 반응변수, 시간과 회귀계수의 관계를 모두 비모수적인 방법으로



적합한 모형이며, 두 번째는 회귀계수를 연도에 대한 일차함수로 설정하고 노출변수와 반응변수의 관계 또한 모수적인 관계로 설정한 모형이다. 첫 번째 모형을 통해 시간에 따른 회귀계수의 변동의 형태를 파악하고 두 번째 모형을 통해 그 정도를 정량화하였다. 두 번째 모형을 적용할 때는 모든 도시에 데이터가 존재하는 연도의 자료를 대상으로 한 분석을 추가적으로 시행하여 도시 간 비교를 수행하였다. 혼란변수로는 습도와 요일, 시계열 추세를 모든 모형에서 공통적으로 고려하였으며, 대기오염 모형의 경우 온도를 추가적으로 고려하였다.

온도의 경우 효과의 변화가 전반적으로 감소하는 경향을 발견하였다. 두 번째 시간변동계수 모형의 시간변동계수 함수의 기울기를 살펴본 결과 8개 도시에서는 유의하게 감소 경향이 나타났으며 인천과 대전을 제외한 나머지 5개 도시에서는 유의하지는 않지만 감소하는 추세가 나타났다. 고온에 의한 사망률 변화가 가장 크게 감소한 도시는 나고야였는데, 공통기간 동안에 시간변동계수 함수의 기울기가 1년 당  $-1.196 \times 10^{-3}$  (CI:  $-1.899 \times 10^{-3}$ ,  $-0.492 \times 10^{-3}$ )만큼 감소한 것으로 나타났다.

반면 대기오염의 경우 효과 변화가 감소하는 경향이 뚜렷하게 나타나지는 않았다. 오존에 대해서 대구와 센다이에서만 유의한 감소 경향이 나타났다. 미세먼지는 6개 도시에서, 오존은 13개 도시에서 감소 경향이 나타났다. 공통기간 동안에 미세먼지에 의한 사망률 변화의 시간적 변동이 가장 크게 감소한 도시는 나고야로 시간변동계수 함수의 기울기가 1년 당  $-1.49 \times 10^{-3}$  (CI:  $-3.086 \times 10^{-3}$ ,  $0.107 \times 10^{-3}$ )만큼 감소한 것으로 나타났으며, 오존의 경우 가장 크게 감소한 도시는 광주로 1년 당  $-4.931 \times 10^{-3}$  (CI:  $-11.952 \times 10^{-3}$ ,  $2.091 \times 10^{-3}$ )만큼 감소한 것으로 나타났다.

본 연구를 통하여 동아시아 15개 도시의 고온과 대기오염에 대한 적응 현황을 파악할 수 있었다. 고온의 경우 대부분의 도시에서 적응이 이루어지고

있었으나 대기오염은 상이한 결과를 보였다. 한편 고온에 대한 적응 정도는 일본이 다른 두 나라에 비해, 대도시가 중소도시에 비해 잘 이루어지고 있음을 확인할 수 있었다. 이는 경제적으로 발전된 도시가 적응 정책을 잘 수행하고 있음을 의미한다. 추후에 노인, 만성질환 유병자 등 취약집단의 적응 정도를 파악하는 연구가 수행된다면 보다 세밀하고 효과적인 정책적 접근을 시도할 수 있는 토대를 만들수 있을 것이다.

주요어: 시간변동계수 모형, 고온, 대기오염, 적응

학번: 2012-21894

# 목차

초록	i
제 1 장 서론	1
1.1 보건학적 배경	1
1.2 시간변동계수 모형	3
제 2 장 연구 방법	5
2.1 자료	5
2.1.1 연구 지역 및 대상	5
2.1.2 환경 변수	6
2.1.3 연구 기간	6
2.2 통계 분석	7
2.2.1 기본 모형 설정	7
2.2.2 자료 분할 분석	9
2.2.3 시간변동계수 모형 분석	9
제 3 장 연구 결과	12
3.1 연구 지역의 특성	12
3.2 자료 분할 분석 결과	20
3.3 시간변동계수 모형 분석 결과	25
제 4 장 결론 및 고찰	38

참고문헌	49
------	----

Abstract	50
----------	----

# 그림 목차

Figure 3.1	Time trend of yearly mean temperature. . . . .	15
Figure 3.2	Time trend of yearly mean PM <sub>10</sub> level . . . . .	16
Figure 3.3	Time trend of yearly mean O <sub>3</sub> level. . . . .	17
Figure 3.4	Regression coefficients for temperature plotted against median year of each period. . . . .	22
Figure 3.5	Regression coefficients for PM <sub>10</sub> plotted against median year of each period. . . . .	23
Figure 3.6	Regression coefficients for O <sub>3</sub> plotted against median year of each period. . . . .	24
Figure 3.7	Predicted mortality by temperature and time using TVCM 1. . . . .	26
Figure 3.8	Predicted mortality by PM <sub>10</sub> and time using TVCM 1. .	27
Figure 3.9	Predicted mortality by O <sub>3</sub> and time using TVCM 1. . . .	28
Figure 3.10	The non-linear curve of daily mortailty and daily mean temperature in first (black line), median (yellow), and last (red) years. . . . .	30
Figure 3.11	The non-linear curve of daily mortailty and daily PM <sub>10</sub> level in first (black line), median (yellow), and last (red) years. . . . .	31

Figure 3.12 The non-linear curve of daily mortailty and daily O<sub>3</sub>  
level in first (black line), median (yellow), and last (red)  
years. . . . . 32

# 표 목 차

Table 2.1	The period of the variables in 15 East Asian cities. . . . .	7
Table 3.1	Summary statistics for temperature, relative humidity, PM <sub>10</sub> , O <sub>3</sub> and daily death counts in 15 East Asian cities.	14
Table 3.2	Percent change of mortality and their confidence interval associated with temperature and air pollution pollutants.	19
Table 3.3	Temporal change per year in log relative risk associated with 1°C increase of temperature, which is the slope of time-varying coefficient function in TVCM 2. The value that is 1,000 times multiplied is presented. . . . .	35
Table 3.4	Temporal change per year in log relative risk associated with 10 ppb increase of PM <sub>10</sub> , which is the slope of time- varying coefficient function in TVCM 2. The value that is 1,000 times multiplied is presented. . . . .	36
Table 3.5	Temporal change per year in log relative risk associated with 10 ppb increase of O <sub>3</sub> , which is the slope of time- varying coefficient function in TVCM 2. The value that is 1,000 times multiplied is presented. . . . .	37

# 제 1 장 서론

## 1.1 보건학적 배경

전지구적인 기후변화로 인한 평균 온도의 상승과 폭염과 같은 극단적인 기상 상태의 빈번한 발생은 고온이 건강에 미치는 위해성이 중요한 보건학적 문제로 대두되게 하였다. 이러한 배경 하에서 고온의 건강영향에 대한 많은 연구가 수행되었는데, 특히 그 중에서도 사망자료에 대한 접근의 용이성 때문에 고온에 따른 사망률 변화를 살펴보는 다수의 연구들이 수행되었다. 이러한 연구들은 공통적으로 고온이 사망과 연관이 있다고 보고하고 있는데, 그 관계가 비선형적인 V, 혹은 U, J, 모양을 가지고 있음을 발견해 내었다 [Curriero et al., 2002, Braga et al., 2002, Baccini et al., 2008, Zanobetti and Schwartz, 2008, Iñiguez et al., 2010, Martin et al., 2012, Leone et al., 2013]. 이러한 비선형적 관계는 높은 온도에서 사망률이 급격하게 증가한다는 것을 의미한다.

한편 도시화, 산업화로 인한 대기오염물질의 증가로 인하여 대기오염 또한 중요한 보건학적 문제로 주목받고 있다. 많은 연구가 대기오염물질의 부정적인 건강 영향을 확인하였는데, 특히 대기오염도 마찬가지로 대기오염 물질의 농도와 사망률 변화의 관계를 확인한 다수의 연구들이 존재한다. 지름이  $10\mu m$ 보다 작은 미세먼지(particulate matter with aerodynamic diameter  $\leq 10\mu m$ , PM<sub>10</sub>, 이하 미세먼지)와 오존(O<sub>3</sub>)은 대표적인 대기오염 물질로, 두 물질의 대기 중 농도 증가는 사망률과 밀접한 관련이 있음이 많은 연구들을 통하여 밝혀져 왔다. 미세먼지의 경우 농도가 증가할수록 사망률이 그에 비례하여 증가하는 선형적 관계를 가지고 있음이 여러 연구에서 공통적으로 보고 되고 있다 [Daniels et al., 2000, Dominici et al., 2003, Samoli et al., 2005, Chen et al., 2008, Samoli



et al., 2008, Stafoggia et al., 2013]. 오존 또한 사망률 증가를 유발하는 대기 오염 물질로, 오존 농도와 사망률 또한 선형적인 비례 관계를 가지고 있음이 보고되고 있다 [Bell et al., 2004, Thurston and Ito, 2000].

고온과 대기오염이 미치는 건강 영향이 알려지게 되면서 이에 대한 대응책 또한 시행되기 시작하였다. 적응 대책은 국가적인 차원에서부터 개인적인 차원에 이르기까지 여러 차원에서 시행되고 있으며, 이는 고온과 대기오염의 위해한 영향을 감소시키는 역할을 하고 있다.

고온에 대해서는 대표적으로 다음과 같은 적응 행동이 이루어지고 있다.

- 작업장과 가정, 이동수단에서 냉방 장비 확산
- 더 많은 도시에서 폭염 경보 시스템 도입
- 열사병 등의 고온으로 인한 급성 질환에 대응하는 응급 의료 체계의 발전
- 실내에 머무르는 등의 회피 행동의 증가

한편 대기오염에 대해서는 다음과 같은 적응 행동이 존재한다.

- 대기질을 일정하게 유지하는 정책 도입
- 심각한 대기오염에 대한 예보 시스템 도입
- 회피 행동의 증가

이러한 적응 행동의 증가는 고온과 대기오염으로 인한 사망률 변화를 감소시킬 수 있다. 즉 같은 정도의 고온과 대기오염 농도에 인구집단이 노출되었다고 해도 현재에 와서는 사망률 변화가 이전에 비해 작을 가능성이 있다. 본 연구는 이러한 지점에서 착안하여, 시간에 지남에 따라 고온과 대기오염으로 인한 사망률 변화의 증감 여부와 그 정도를 파악하고자 한다. 이를 위해 본 연구는 방법론적인 측면에서 효과의 시간적 변화를 기술하는데 유용하게 사용되는

시간변동계수 모형을 분석 도구로 이용할 것이다. 시간변동계수 모형에 대한 개략적인 설명은 다음 장에 제시되어 있다.

## 1.2 시간변동계수 모형

변동계수 모형(varying coefficient model, VCM) [Hastie and Tibshirani, 1993]은 일반화 선형모형(generalized linear model, GLM)의 확장된 형태이다. 회귀 계수(regression parameter)를 상수로 가정하는 일반화 선형모형과 달리 변동계수 모형은 어떤 변수에 대한 회귀 계수를 상수에서 다른 변수에 대한 함수로까지 확장한 모형이다. 이 때 회귀 계수를 변화시키는 변수는 효과를 수정(modification)하는 변수라 할 수 있다. 시간변동계수 모형(time-varying coefficient model, TVCM)은 변동계수 모형의 일종으로 회귀계수를 시간에 대한 함수로 모형화한 것이다. 시간에 따라 독립 변수가 반응변수에 미치는 영향이 변하는 상황이 많기 때문에 시간변동계수 모형은 여러 분야에서 널리 활용되고 있다.

시간변동계수 모형의 기본적 형태는 다음과 같다. 일반화 선형모형 안에서  $p$ 개의 독립 변수를 포함한 시간변동계수 모형을 고려한다.  $Y$ 를 반응 변수의  $n$ 개의 관측치 정보가 포함된 벡터라고 하고  $X$ 를 각각의 독립 변수의 관측치 정보를 가지고 있는  $n \times (p+1)$  크기의 행렬이라 하자. 시간변동계수 모형은 시간에 대한 함수를 회귀 계수로 가지는데, 이를  $\beta_0(t), \beta_1(t), \dots, \beta_p(t)$ 라 표현하자. 여기에 벡터 표기법을 도입하여  $p+1$ 개의 회귀 계수를 하나의 벡터로 나타내자. 즉,  $\beta(t) = (\beta_0(t), \beta_1(t), \dots, \beta_p(t))^T$ 와 같은 표기법을 도입하자. 이제 시간변동계수 모형은 다음과 같은 형태로 표현된다.

$$g(E(Y|X)) = X^T \beta(t) \quad (1.1)$$

여기서  $g(\cdot)$ 는 연결 함수이다.

$\beta(t)$ 의 시간에 대한 의존은  $X$  와  $t$ 의 특정한 형태의 교호 작용(interaction)으로 이해될 수 있다. 예를 들어 하나의 독립 변수를 가진 시간변동계수 모형을 생각하자. 이 모형의  $\beta_0$ 는 상수이고  $\beta_1(t)$ 은 시간에 대한 일차함수라 하자. 즉,  $\beta_1(t) = \gamma_0 + \gamma_1 t$ 이다. 이는 독립 변수와 시간의 교호 작용을 나타내는 항을 추가한 모형과 동일한 형태를 가진다.  $\beta(t)$ 의 형태는 독립 변수들과 시간의 교호 작용의 구조와 밀접한 관련이 있다.

## 제 2 장 연구 방법

### 2.1 자료

#### 2.1.1 연구 지역 및 대상

본 연구는 동아시아 지역의 15개 도시를 분석 대상으로 한다. 타이페이(Taipei), 타이chung(Taichung), 카오슝(Kaoshiung)의 대만 3개 도시와, 서울(Seoul), 부산(Busan), 대구(Daegu), 인천(Incheon), 광주(Gwangju), 대전(Daejeon)의 한국 6개 도시, 그리고 삿포르(Sapporo), 센다이(Sendai), 도쿄(Tokyo), 나고야(Nagoya), 오사카(Osaka), 키타큐슈(Kitakyushu)의 일본 6개 도시가 그 대상에 포함된다.

본 연구는 건강 위해성을 대표하는 변수로 자살, 교통 사고와 같은 외부적 요인(external cause)을 제외한 원인으로 인한 사망 자료를 이용한다. 15개 도시의 사망 신고 자료를 대만 국가사망등록(National Death Registry of Taiwan), 한국 통계청(Korea National Statistical Office), 일본 보건복지부(Ministry of Health and Welfare of Japan)에서 얻었다. 사망 신고 자료에는 사망 일자, 시간, 장소, 사망 원인과 성별, 연령 등의 개인 정보가 포함된다. 사망 원인은 국제 질병 분류 10번째 수정판(International Classification of Diseases 10th revision, ICD-10)을 이용하여 분류되었다. 사망 신고 자료는 일별 비사고 사망자수(ICD-10: A00-R99) 자료로 재구축되었다. 이는 일별 사망자수를 이용한 시계열 분석을 수행하기 위함이다.

### 2.1.2 환경 변수

각 도시의 일별 평균 온도와 평균 상대 습도 자료를 대만 환경보호국(Taiwan Environmental Protection Administration), 한국 기상청(Korea Meteorological Office), 일본 기상관(Japan Meteorological Agency)에서 얻었다. 관측소에서 매 시간 기록된 기상 자료를 이용하여 일별 평균을 구하였고, 한 도시에 여러 개의 관측소가 있는 경우 관측소 자료들의 평균을 각 도시의 대푯값으로 활용하였다.

미세먼지와 오존 동도의 시간별 관측치는 각 도시의 관측소에서 측정된 자료를 얻었다. 도시 내의 측소별 일별 평균값을 구한 후 이를 평균한 값을 분석에 이용하였다. 대기오염 자료는 대만 환경보호국(Taiwan Environmental Protection Administration), 한국 보건환경연구소(Research Institute of Public Health and Environment in Korea), 일본 환경연구소(National Institute for Environmental Studies in Japan)에서 얻었다.

### 2.1.3 연구 기간

연구 기간은 국가별로 다르다. 이는 사망 자료의 제한 때문인데 대만은 14년, 한국은 19년, 일본은 38년의 자료가 구축되어 있다. 기상 자료는 사망 자료와 동일한 기간 동안의 자료가 존재한다. 반면에 한국과 일본에서 대기오염 자료는 부분적인 기간에만 존재한다. 각 자료의 구축 기간은 표 2.1에 요약되어 있다.

Table 2.1: The period of the variables in 15 East Asian cities.

Country	City	Total period	PM <sub>10</sub>	O <sub>3</sub>
Taiwan	Taipei	1994 – 2007	1994 – 2007	1994 - 2007
	Taichung	1994 – 2007	1994 – 2007	1994 – 2007
	Kaohsiung	1994 – 2007	1994 – 2007	1994 – 2007
Korea	Seoul	1992 – 2010	2000 – 2010	2000 – 2010
	Busan	1992 – 2010	2000 – 2010	2000 – 2010
	Daegu	1992 – 2010	2000 – 2010	2000 – 2010
	Incheon	1992 – 2010	2000 – 2010	2000 – 2010
	Gwangju	1992 – 2010	2000 – 2010	2000 – 2010
	Daejeon	1992 – 2010	2000 – 2010	2000 – 2010
Japan	Sapporo	1972 – 2009	1992 – 2009	1992 – 2008
	Sendai	1972 – 2009	1986 – 2009	1986 – 2008
	Tokyo	1972 – 2009	1979 – 2009	1979 – 2008
	Nagoya	1972 – 2009	1979 – 2009	1979 – 2008
	Osaka	1972 – 2009	1979 – 2009	1979 – 2008
	Kitakyushu	1972 – 2009	1983 – 2009	1983 – 2008

## 2.2 통계 분석

### 2.2.1 기본 모형 설정

반응 변수가 푸아송 분포(Poisson distribution)를 따른다는 가정을 도입한 일반화 선형모형이 분석의 기본 모형이 된다. 연결함수로는 푸아송 분포의 규범적 연결함수(canonical link function)인 로그함수를 사용하였다. 일별 평균온도가 온도의 영향을 분석하기 위한 모형의 노출 변수로 사용된다. 일별 평균

미세먼지 농도와 일별 평균 오존 농도가 각각 대기오염 물질인 미세먼지와 오존의 영향을 분석하기 위한 모형의 노출 변수로 사용된다. 고온을 분석할 때는 분석 기간을 5월에서 9월까지의 여름으로 한정하였다. 오존은 농도가 높은 기간인 4월부터 10월까지의 기간으로 분석을 한정하였다 [Bell et al., 2004]. 미세먼지는 계절에 대한 고려 없이 모든 자료를 이용하였다. 모든 환경 변수는 오늘의 값과 하루 전의 값의 평균을 이용하여 분석하였다. 이는 당일의 고온이나 대기오염에 대한 노출이 다음날에도 영향을 미치는 지연 효과(lag effect)를 고려한 것이다 [Gasparrini and Armstrong, 2010].

고온과 대기오염으로 사망률 변화의 시간적 변동을 고려하기 전에 전체 자료를 대상으로 하여 노출로 인한 사망률 변화의 정도를 파악하였다. 이는 고온과 대기오염의 위해성을 우선적으로 파악하기 오염이다. 이는 노출 변수와 사망률과의 관계를 모수적(parametric)인 관계로 설정한 모형을 이용하여 추정하였다. 서론에서 언급했듯이 온도는 역치 효과가 존재하는 것이 알려져 있다. 따라서 온도는 선형 역치 모형(linear threshold model)을 이용하여 분석하였다. 선형 역치 모형이란 역치 앞뒤로 다른 기울기를 가지는 직선을 적합하는 것이다. 즉 V자 형태의 관계를 생각하는 것이다. 역치는 격자점 찾기 방법(grid search method) [Hawkins, 1977, Ulm, 1991]를 이용하여 분석하였다. 이는 동일한 간격으로 존재하는 여러 역치 후보 중 가장 작은 편차치(deviance)를 가지는 값을 택하는 방법이다. 이는 최대의 가능도(likelihood)를 보여주는 모형을 택하는 방법과 동일하다. 역치 값의 후보로는 23°C부터 33°C의 범위에서 0.2°C 간격으로 떨어져 있는 값들을 그 대상으로 하였다. 한편 미세먼지와 오존은 사망률과 선형적인 관계가 있음이 알려져 있으므로 반응 변수와 노출 변수의 선형적 관계를 가정한 선형 모형을 이용하여 분석하였다.

모든 모형에서 상대습도를 보정하였다. 3의 자유도(degree of freedom, df)를 가진 평활 함수(smoothing function)를 습도에 적용한 값을 모형에 포함시

켰다. 본 연구에서 평활함수는 3차 함수를 이용한 평활함수인 3차 평활 함수 (natural cubic spline function)을 사용하였다. 온도 모형에서는 대기오염을 보정하지 않았는데, 이는 최대한 오랜 기간의 사망 자료와 기상 자료를 이용하기 위해서이다. 대기오염 모형에서는 온도가 자유도가 3인 평활 함수로 포함되어 온도에 의한 효과를 보정하였다. 요일의 영향은 각 요일을 범주화한 요일 변수를 포함하여 보정하였다. 계절성과 장기 추세는 날짜 변수의 평활 함수를 통해 보정하였다. 여기서 날짜 변수란 각각의 날에 1부터 시작하는 자연수 번호를 부여한 변수로 각 날을 구분하는 변수이다. 날짜 변수에 대한 평활 함수의 자유도로는 1년 당 4를 주었다. 이는 계절성을 고려한 것이다.

### 2.2.2 자료 분할 분석

시간변동계수 모형을 적용하기 전에 고온과 대기오염의 건강영향의 시간적 변동을 개략적으로 살펴보기 위해 분할된 자료를 이용한 분석을 수행하였다. 이 분석은 시계열 자료를 순서대로 5년 기간의 자료로 분할하여 각각의 자료에서 회귀 계수의 추정치를 구하여 그것의 시간적 추세를 관측하는 방법이다. 예를 들어 한국은 온도 자료가 19년 동안 존재하는데, 여기서 1992년부터 1996년, 1993년부터 1997년, ..., 2006년부터 2010년의 15개의 5년 기간 자료를 만들 수 있다. 5년 기간의 자료를 통해 얻은 노출 변수에 대한 회귀 계수의 추정치를 각 자료 연도의 중앙값에 대하여 그림을 그려 그 추세를 파악하였다.

### 2.2.3 시간변동계수 모형 분석

두 가지 형태의 시간변동계수 모형을 분석에 활용하였다. 시간변동계수 모형 1(time-varying coefficient model 1, TVCM 1)은 회귀계수를 시간에 대한 준모수적(semi-parametric)인 함수로 설정한 것이다. 또한 환경 변수와 사망률과의 관계 역시 준모수적인 관계로 두었다. 시간변동계수 모형 1의 형태는



다음과 같다.

$$\log(E(Y_i)) = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \delta_{jk} b_j(x_i) \beta_k(t_i) + \text{COVs}. \quad (2.1)$$

여기서  $Y_i$ 는 반응변수의  $i$ 번째 관측치를 나타내며,  $x_i$ 는 주요 노출변수의  $i$ 번째 관측치를 뜻한다.  $b_j$ 는 노출 변수에 대한 기저 함수(basis function)이며,  $\beta_k$ 는 시간 변수  $t_i$ 에 대한 기저함수이다.  $\delta_{jk}$ 는 노출 변수의 기저함수와 시간 변수에 대한 기저 함수 각각의 곱으로 이루어진 항의 계수이다. COVs는 다른 혼란변수를 의미한다.

시간변동계수 모형 1은 각 날에 일련 번호를 매긴 날짜 변수를 시간 변수로 포함하였다. 이 모형은 환경 변수와 사망률과의 관계의 시간적 변동 추세를 그림으로 나타내기 위해 이용되었다.

시간변동계수 모형 2(time-varying coefficient model 2, TVCM 2)는 반응 변수와 노출 변수, 회귀 계수와 시간과의 관계에서 모두 모수적인 관계를 가정한다. 온도는 선형 역치 모형을 이용하고 미세먼지와 오존은 선형 모형을 이용하게 된다. 따라서 온도에 대한 시간변동계수 모형 2는 다음과 같은 형태를 가진다.

$$\log(E(Y_i)) = \beta_0 + \beta_1 x_i + (\gamma_0 + \gamma_1 t_i)(x_i - \hat{\xi}) I_{(x_i \geq \hat{\xi})} + \text{COVs}. \quad (2.2)$$

여기서  $I(\cdot)$ 는 노출 변수의 값이 역치보다 크면 1을 할당하고 아닌 경우에는 0을 할당하는 지표 함수(indicator function)이며,  $\hat{\xi}$ 는 격자점 찾기 방법으로 추정한 역치 값이다.

미세먼지와 오존에 대한 시간변동계수 모형 2의 형태는 다음과 같다.

$$\log(E(Y_i)) = \beta_0 + (\gamma_0 + \gamma_1 t_i) x_i + \text{COVs}. \quad (2.3)$$

시간변동계수 모형 2는 연도를 시간에 대한 함수로 포함한다. 이는 날짜변수를 포함함에 따라 발생할 수 있는 계절성을 방지하기 위해서이다. 이 모형

에서 시간변동계수 함수의 기울기인  $\gamma_1$ 은 고온과 대기오염으로 인한 사망률 변화의 시간에 따른 변화정도를 의미한다.

한편 여러 도시간의 비교를 위해, 모든 도시가 공통으로 존재하는 연도를 대상으로 하여 분석하고  $\gamma_1$ 를 얻었다. 온도의 경우 1994년부터 2007년이 공통 기간이 되며, 대기오염의 경우 2000년부터 2007년 까지가 공통 연도가 된다.

## 제 3 장 연구 결과

### 3.1 연구 지역의 특성

표 3.1은 각 도시의 기상, 대기오염의 기초통계량을 나타낸다. 또한 일별 비사고 사망자수에 대한 기초통계량 역시 제시하고 있다. 여기서 온도에 대해서는 여름철 일평균 온도의 평균과 표준편차를 나타내었다. 또한 오존은 4월부터 10월까지 기간의 일별 최대 오존 농도에 대한 평균과 표준편차를 제시하였다.

여름철 평균온도는 대만 세 도시가 각각 27.86, 27.7, 28.4°C로 한국과 일본의 도시들에 비해 높았다. 가장 낮은 평균 온도를 보이는 도시는 삿포로였다. 일별 평균온도의 표준편차는 대만의 세 도시가 가장 작았다. 이를 통해 대만은 여름에 고온인 날이 지속적으로 유지됨을 확인할 수 있다.

15개 도시의 평균 미세먼지 농도는 삿포로에서 15.26 ppb로 가장 낮았고 카오슝에서 82.43 ppb으로 가장 높았다. 대만 세 개 도시의 미세먼지 농도가 한국과 일본 도시들에 비해 높은 편이었는데, 타이페이, 타이chung, 카오슝이 각각 일곱 번째, 두 번째, 첫 번째로 평균 농도가 높은 도시였다. 또한 한국과 일본의 도시들을 비교하면 일본의 도시들이 전체적으로 미세먼지 농도가 낮은 편이었다. 일본 모든 도시의 평균 미세먼지 농도는 서울을 제외한 모든 한국 도시들보다 낮았다.

오존은 분석 기간인 4월부터 10월까지의 일별 평균 오존 농도의 평균값과 표준편차를 제시하였다. 오존은 나고야에서 19.53 ppb로 가장 낮았고 타이chung과 카오슝에서 43.74 ppb로 가장 높았다. 오존 농도도 미세먼지와 마찬가지로 대만 도시들이 다른 두 국가의 도시들에 비해 높은 편이었고 일본의 도시들이

낮은 편이었다.

일별 평균 사망자수가 가장 높은 도시는 도쿄이고, 그 다음으로 서울, 타이페이, 뒤를 이었다. 이 세 도시는 각 나라의 수도로 가장 많은 인구가 거주하고 있기 때문에 많은 사망자 수를 가진다. 이 외에도 하루 평균 10명 이상의 사망자수를 가지는 도시는 한국의 광주, 대전과 일본의 센다이와 기타큐슈의 네 개 도시였다.

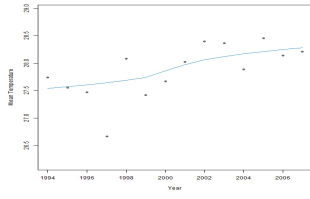
그림 3.1-3.3은 여름철 평균 온도, 연평균 미세먼지 농도, 여름철 평균 오존 농도의 연도에 따른 변화를 도시별로 나타낸 것이다. 지구온난화의 영향으로 인해 연평균 온도가 대부분의 도시에서 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 다만 도쿄, 오사카, 기타큐슈는 최근 5년 동안은 평균 온도가 감소하는 경향이 관측되고 있다.

미세먼지 농도의 경우는 대부분의 도시에서 감소하고 있음을 확인할 수 있다. 이는 정책적 노력의 결과로 보인다. 대만의 세 도시의 경우는 2000년 근방까지는 급격히 감소하다가 그 이후에는 감소경향이 완화된 것을 확인할 수 있다. 인천은 2005년까지는 미세먼지 농도가 증가하다가 이후에는 약한 감소세를 가지고 있다.

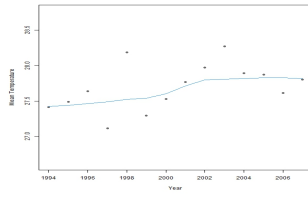
한편 오존은 증가하는 경향이 대부분의 도시에서 나타났다. 타이베이, 대전, 삿포로, 기타큐슈는 2000대 초반 이후로 급격한 오존 농도의 증가가 관측되었다.

Table 3.1: Summary statistics for temperature, relative humidity, PM<sub>10</sub>, O<sub>3</sub> and daily death counts in 15 East Asian cities.

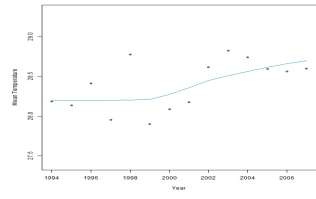
Country	City	Temperature (°C)		Humidity (%)		PM <sub>10</sub> (ppb)		O <sub>3</sub> (ppb)		Deaths	
		Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)
Taiwan	Taipei	27.86 (2.45)	76.1 (9.07)	52.99 (25.02)	36.31 (16.38)	69.64 (12.05)					
	Taichung	27.7 (1.73)	74.82 (7.66)	62.56 (30.93)	43.74 (18.87)	28.14 (6.55)					
	Kaohsiung	28.4 (1.42)	75.98 (7.07)	82.43 (40.66)	43.74 (23.2)	36.86 (7.66)					
Korea	Seoul	22.52 (3.72)	62.86 (14.56)	28.81 (13.54)	23.18 (13.45)	91.04 (12.3)					
	Busan	22.18 (3.65)	63.64 (18.47)	56.98 (32.49)	33.7 (11.89)	43.28 (8.14)					
	Daegu	23.36 (3.91)	59.38 (15.52)	57.21 (34.03)	33.26 (14.19)	26.02 (6.16)					
	Incheon	21.72 (3.77)	67.87 (14.35)	58.7 (34.68)	30.5 (12.52)	24.13 (6.28)					
	Gwangju	22.98 (3.69)	67.62 (12.72)	50.03 (32.14)	30.94 (12.66)	13.51 (4.12)					
	Daejeon	22.47 (3.72)	67.09 (13.51)	47.68 (31.75)	31.47 (13.43)	12.98 (4.06)					
Japan	Sapporo	17.84 (4.38)	69.7 (10.79)	23.57 (10.84)	22.92 (10.02)	22.23 (8.83)					
	Sendai	20.01 (4.21)	71.12 (13.48)	26.01 (14.65)	23.94 (10.21)	10.87 (4.93)					
	Tokyo	23.47 (4.02)	62.22 (15.44)	48.09 (30.91)	20.55 (10.79)	134.78 (28.25)					
	Nagoya	23.73 (3.89)	66.73 (12.76)	45.44 (25.48)	19.53 (10.1)	34.03 (9.44)					
	Osaka	24.72 (3.91)	63.69 (10.87)	44.32 (25.97)	23.2 (11.25)	52.01 (13.47)					
	Kitakyushu	24.22 (3.85)	68.21 (11.55)	34.2 (18.89)	24.43 (11.24)	19.36 (5.79)					



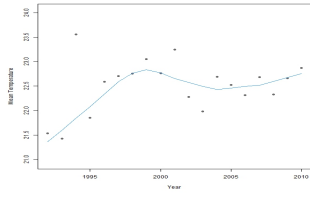
(a) Taipei



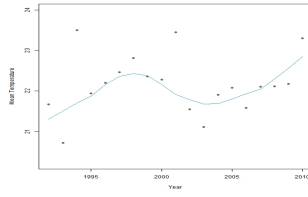
(b) Taichung



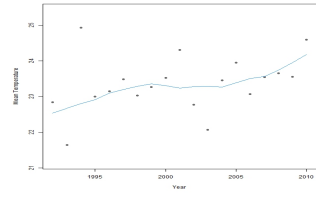
(c) Kaohsiung



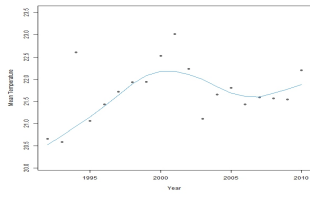
(d) Seoul



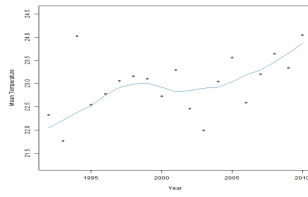
(e) Busan



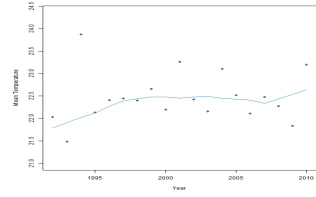
(f) Daegu



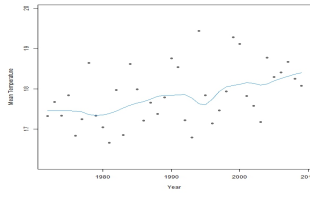
(g) Incheon



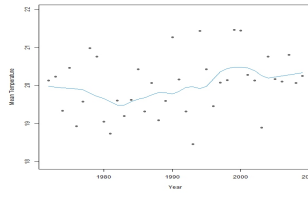
(h) Gwangju



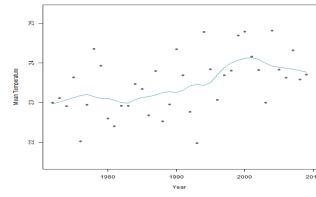
(i) Daejeon



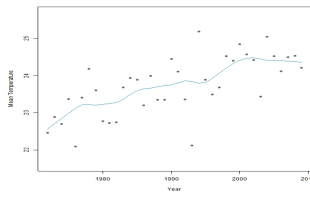
(j) Sapporo



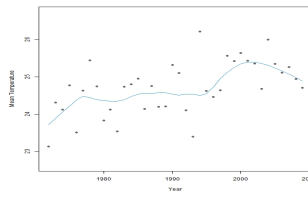
(k) Sendai



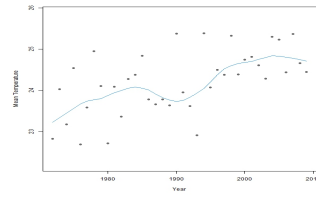
(l) Tokyo



(m) Nagoya

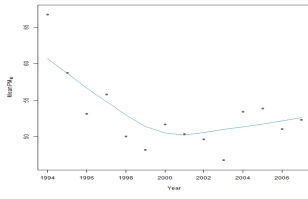


(n) Osaka

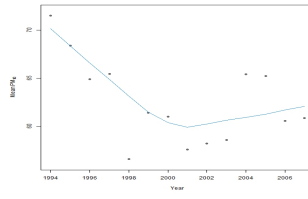


(o) Kitakyushu

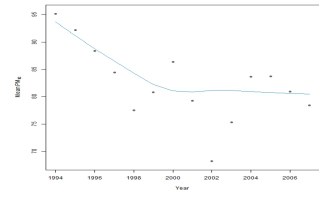
Figure 3.1: Time trend of yearly mean temperature.



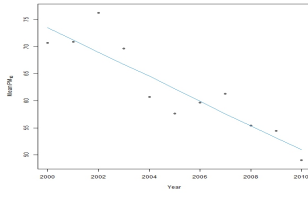
(a) Taipei



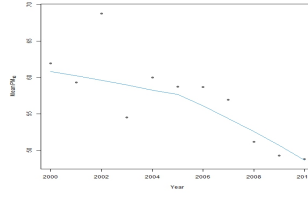
(b) Taichung



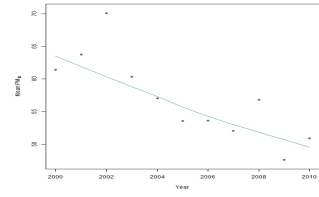
(c) Kaohsiung



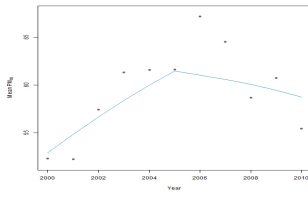
(d) Seoul



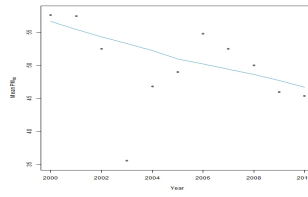
(e) Busan



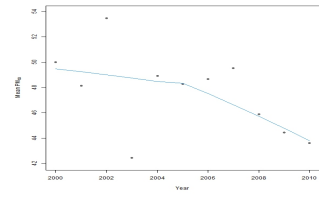
(f) Daegu



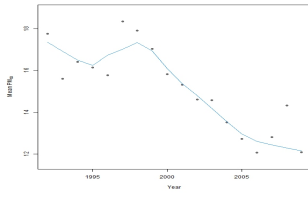
(g) Incheon



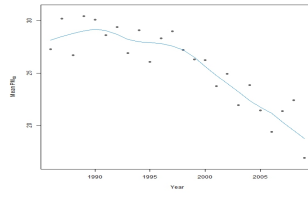
(h) Gwangju



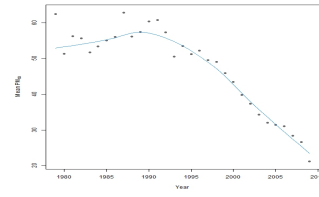
(i) Daejeon



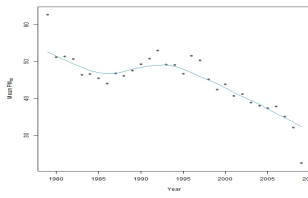
(j) Sapporo



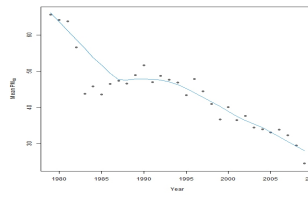
(k) Sendai



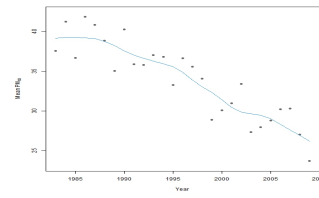
(l) Tokyo



(m) Nagoya

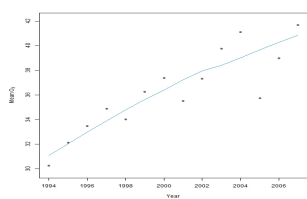


(n) Osaka

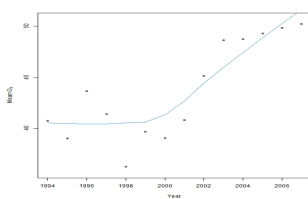


(o) Kitakyushu

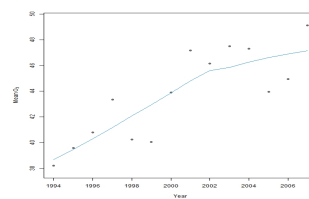
Figure 3.2: Time trend of yearly mean  $PM_{10}$  level



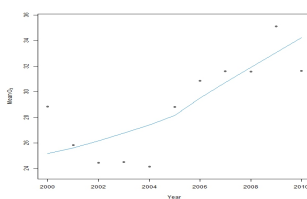
(a) Taipei



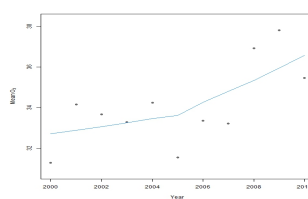
(b) Taichung



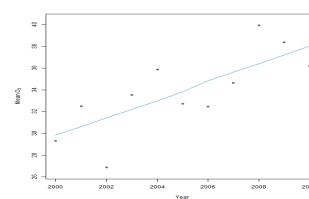
(c) Kaohsiung



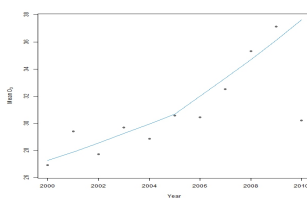
(d) Seoul



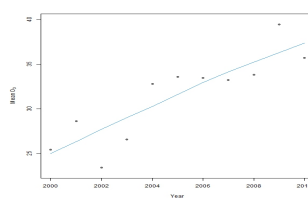
(e) Busan



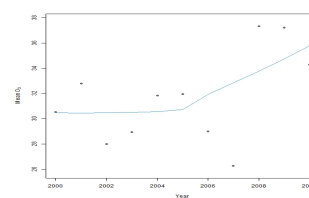
(f) Daegu



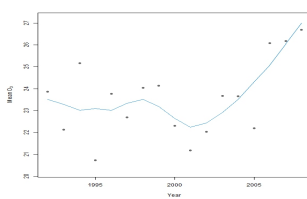
(g) Incheon



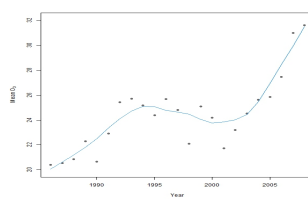
(h) Gwangju



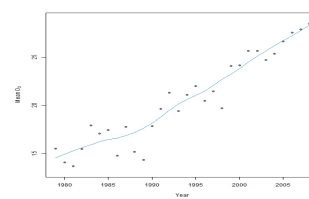
(i) Daejeon



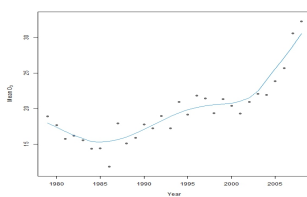
(j) Sapporo



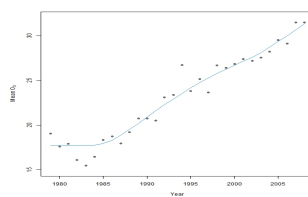
(k) Sendai



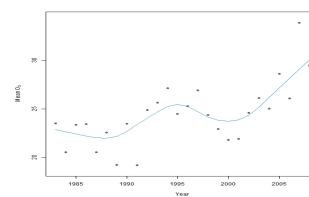
(l) Tokyo



(m) Nagoya



(n) Osaka



(o) Kitakyushu

Figure 3.3: Time trend of yearly mean  $O_3$  level.



표 3.2은 전체 기간에 대해 얻은 고온과 대기오염으로 인한 사망률 변화와 그에 대한 95% 신뢰구간(confidence interval, CI)을 나타낸 것이다. 온도는 1°C 증가당 사망률의 백분을 변화를 나타내었고, 대기오염 물질은 10 ppb 증가당 사망률의 백분을 변화를 나타내었다.

고온으로 인한 사망률 증가가 가장 큰 도시는 서울로 역치보다 큰 온도에서 온도가 1°C 증가할 때 사망률이 13.623% (CI: 11.676%, 15.604%) 증가하는 것으로 나타났다. 그 뒤로 삿포로와 인천이 각각 8.523% (CI: 6.274%, 10.82%), 8.379% (CI: 5.402%, 11.439%)의 값을 가졌다. 한편 사망률 변화가 가장 작은 도시는 부산으로 온도가 1°C 증가할 때 사망률이 0.577% (CI: -0.2640%, 1.426%) 증가하는 것으로 나타났다. 부산을 제외한 모든 도시에서 온도가 증가하면 사망률이 유의하게 증가함을 확인할 수 있다.

미세먼지 농도 증가로 인한 사망률 변화는 타이쵡, 서울, 센다이, 도쿄, 나고야, 오사카 6개 도시에서 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 그 정도가 가장 큰 도시는 나고야로 미세먼지 10 ppb 증가당 사망률이 0.388% (CI: 0.205%, 0.572%) 증가한다. 오사카와 대전이 각각 사망률이 0.302% (CI: 0.158%, 0.447%), 0.265% (CI: -0.075%, 0.606%) 증가하는 것으로 나타나 나고야 다음으로 미세먼지에 의한 사망률 증가가 큰 도시로 나타났다. 한편 대구와 광주는 미세먼지로 인한 사망률 변화가 작아지는 것으로 나타났지만 유의하지는 않았다.

오존의 농도 증가로 인한 사망률 변화는 부산과 광주 2개 도시에서만 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 가장 큰 사망률 변화를 가지는 도시는 광주로 오존 10 ppb 가 증가할 때 사망률이 2.026% (CI: 0.372%, 3.708%) 증가하였다.

Table 3.2: Percent change of mortality and their confidence interval associated with temperature and air pollution pollutants.

Country	City	Temperature (%/°C)	PM <sub>10</sub> (%/10 ppb)	O <sub>3</sub> (%/10 ppb)
Taiwan	Taipei	4.209 (2.176, 6.283)	0.133 (-0.052, 0.32)	0.34 (-0.037, 0.718)
	Taichung	2.479 (1.379, 3.59)	0.252 (0.021, 0.484)	0.061 (-0.481, 0.605)
	Kaohsiung	2.28 (1.462, 3.105)	0.018 (-0.207, 0.243)	0.049 (-0.391, 0.491)
Korea	Seoul	13.623 (11.676, 15.604)	0.127 (0.034, 0.219)	0.38 (-0.229, 0.992)
	Busan	0.577 (-0.264, 1.426)	0.125 (-0.066, 0.316)	1.582 (0.687, 2.485)
	Daegu	6.317 (4.479, 8.187)	-0.077 (-0.318, 0.164)	0.743 (-0.395, 1.894)
	Incheon	8.379 (5.402, 11.439)	0.011 (-0.219, 0.242)	-0.105 (-1.144, 0.945)
	Gwangju	1.292 (0.333, 2.26)	-0.073 (-0.417, 0.271)	2.026 (0.372, 3.708)
	Daejeon	4.282 (1.19, 7.469)	0.265 (-0.075, 0.606)	-0.134 (-1.759, 1.517)
Japan	Sapporo	8.523 (6.274, 10.82)	0.116(-0.606, 0.843)	0.76 (-0.518, 2.055)
	Sendai	5.601 (3.817, 7.416)	0.731 (0.077, 1.39)	-0.847 (-2.527, 0.861)
	Tokyo	3.519 (3.105, 3.936)	0.118 (0.039, 0.196)	0.011 (-0.355, 0.379)
	Nagoya	3.139 (2.665, 3.615)	0.388 (0.205, 0.572)	0.207 (-0.634, 1.055)
	Osaka	2.33 (1.966, 2.695)	0.302 (0.158, 0.447)	-0.231 (-0.779, 0.319)
	Kitakyushu	1.007 (0.204, 1.818)	0.081 (-0.237, 0.399)	-0.258 (-1.204, 0.697)

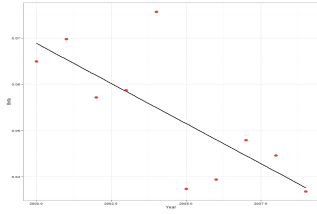
## 3.2 자료 분할 분석 결과

그림 3.4-3.6은 5년 단위로 분할된 자료를 이용한 분석의 결과를 보여주고 있다. 그림 3.4은 온도에 대하여 분석한 결과이다. 일본 도시들이 온도 증가로 인한 사망률 변화가 연도에 따라 감소하는 경향을 가장 명확하게 보여주고 있는 것으로 나타났다. 특히 센다이와 도쿄, 나고야는 온도로 인한 사망률 변화 정도가 일관되게 증가하는 기간이 없이 지속적으로 감소하는 것으로 나타났다. 타이페이와 타이충, 서울, 인천 또한 사망률 변화가 연도에 따라 감소하는 경향을 보여주고 있다. 나머지 5개 도시는 온도 증가로 인한 사망률 변화 정도가 크지는 않지만 증가하는 경향을 보여주고 있다. 일부 도시에서는 특이한 경향이 관측되었다. 삿포르와 도쿄는 경우는 온도 영향이 지속적으로 감소하다 최근에 들어서 다시 증가하는 양상이 나타나고 있다. 서울의 경우 2000년 즈음에 고온으로 인한 사망률 변화가 가장 낮아졌다가 최근에 들어 다시 증가하는 경향을 보여준다.

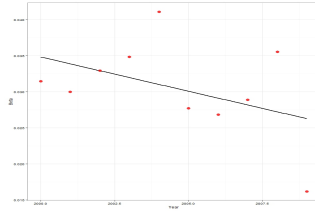
그림 3.5는 같은 분석을 미세먼지에 대하여 수행한 결과이다. 미세먼지 증가로 인한 사망률 변화의 시간적 추세가 일관되게 감소하는 경향을 나타내는 도시는 온도에 의한 사망률 변화가 일관되게 감소하는 도시에 비해 적었다. 그러한 경향을 보여주는 도시는 타이페이와 인천, 대전이었다. 일본의 6개 도시는 사망률 변화가 연도에 따라 일관되지 않고 변동성이 존재하는 것으로 관측되었다. 카오슝과, 서울, 대구, 광주는 오히려 사망률 변화가 연도에 따라 지속적으로 증가하는 것처럼 보였다.

그림 3.6은 오존에 대하여 분석한 결과이다. 오존은 미세먼지와 다르게 많은 도시에서 사망률 변화의 시간적 변화가 일관되게 나타났다. 오존으로 인한 사망률 변화가 연도에 따라 일관되게 감소하는 것으로 보이는 도시는 타이페이와 타이충, 서울, 부산, 인천, 삿포르, 센다이, 도쿄, 나고야, 오사카의 10개 도시였다. 다만 타이충, 교토, 나고야, 오사카는 중간에 오존으로 인한 사망률

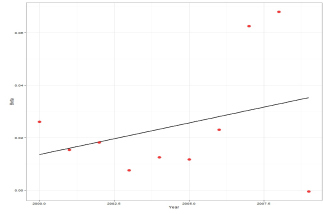
변화가 증가하는 기간도 존재하는 등 감소하는 경향이 일관적으로 나타나지 않았다. 한편 카오슝과 광주, 대전, 대구, 기타큐슈의 5개 도시는 오히려 오존 증가로 인한 사망률 변화가 최근 기간에 이르러 증가하는 것으로 나타났다.



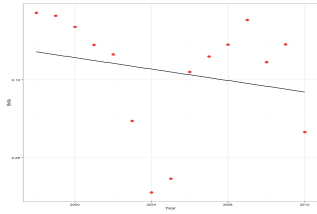
(a) Taipei



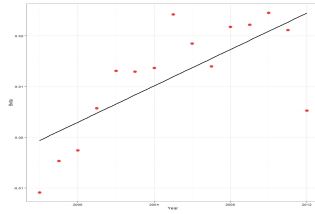
(b) Taichung



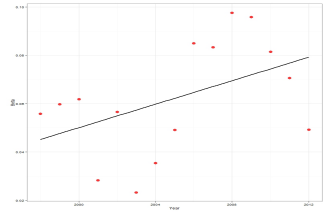
(c) Kaohsiung



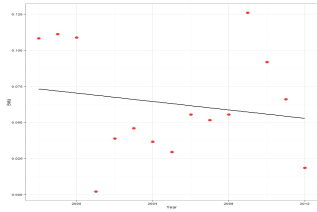
(d) Seoul



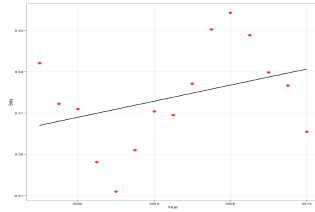
(e) Busan



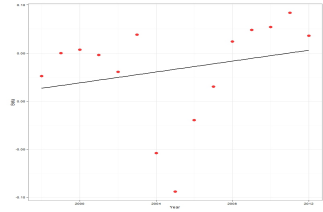
(f) Daegu



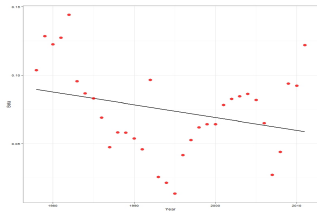
(g) Incheon



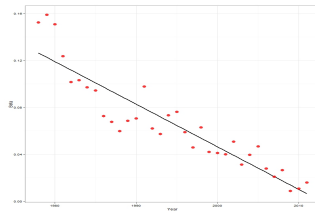
(h) Gwangju



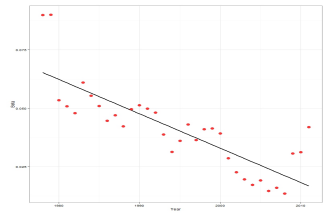
(i) Daejeon



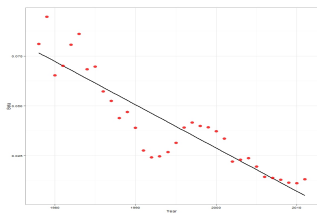
(j) Sapporo



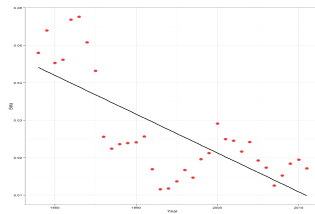
(k) Sendai



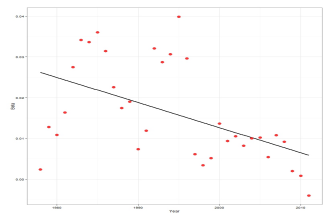
(l) Tokyo



(m) Nagoya



(n) Osaka



(o) Kitakyushu

Figure 3.4: Regression coefficients for temperature plotted against median year of each period.

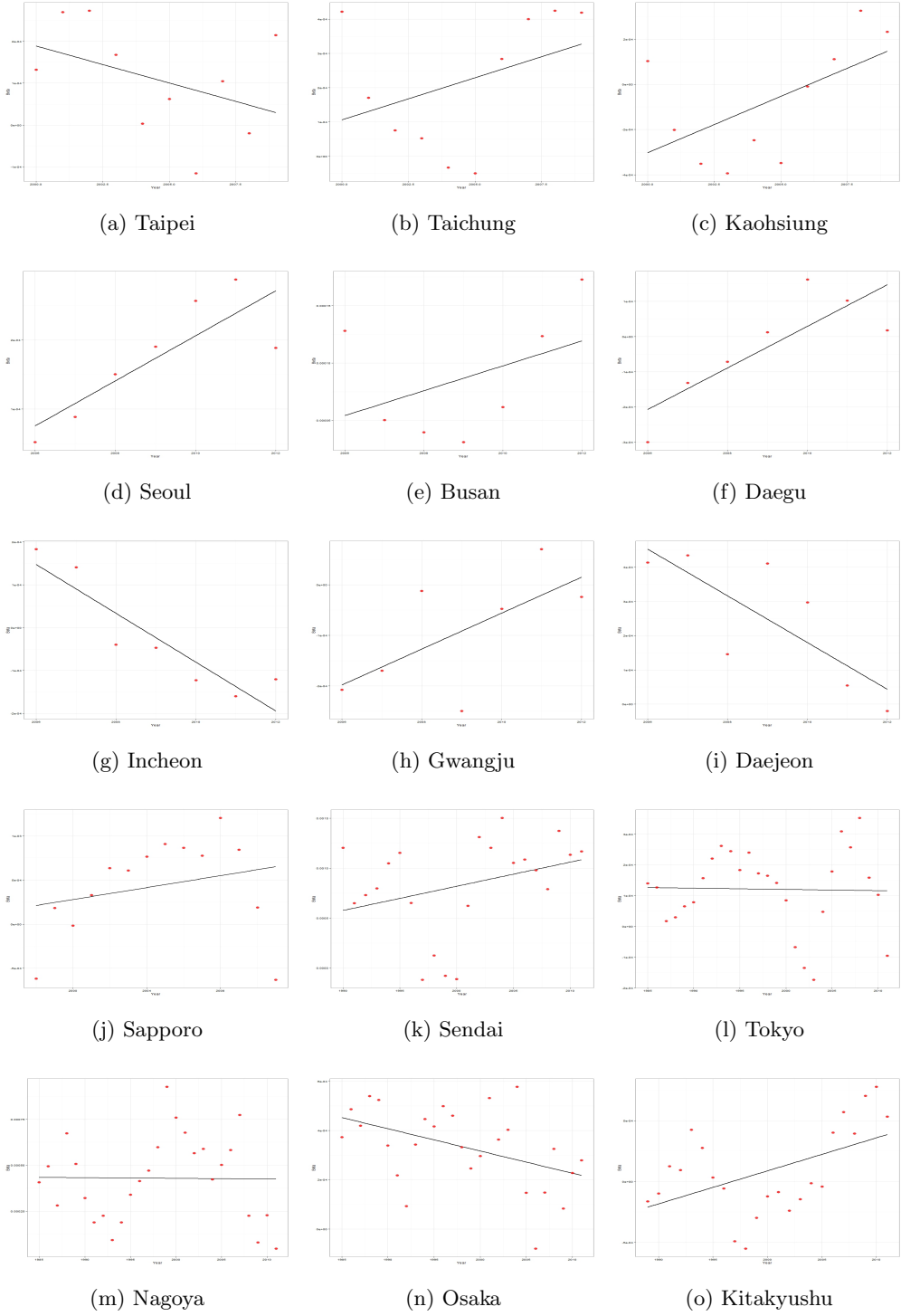


Figure 3.5: Regression coefficients for  $PM_{10}$  plotted against median year of each period.

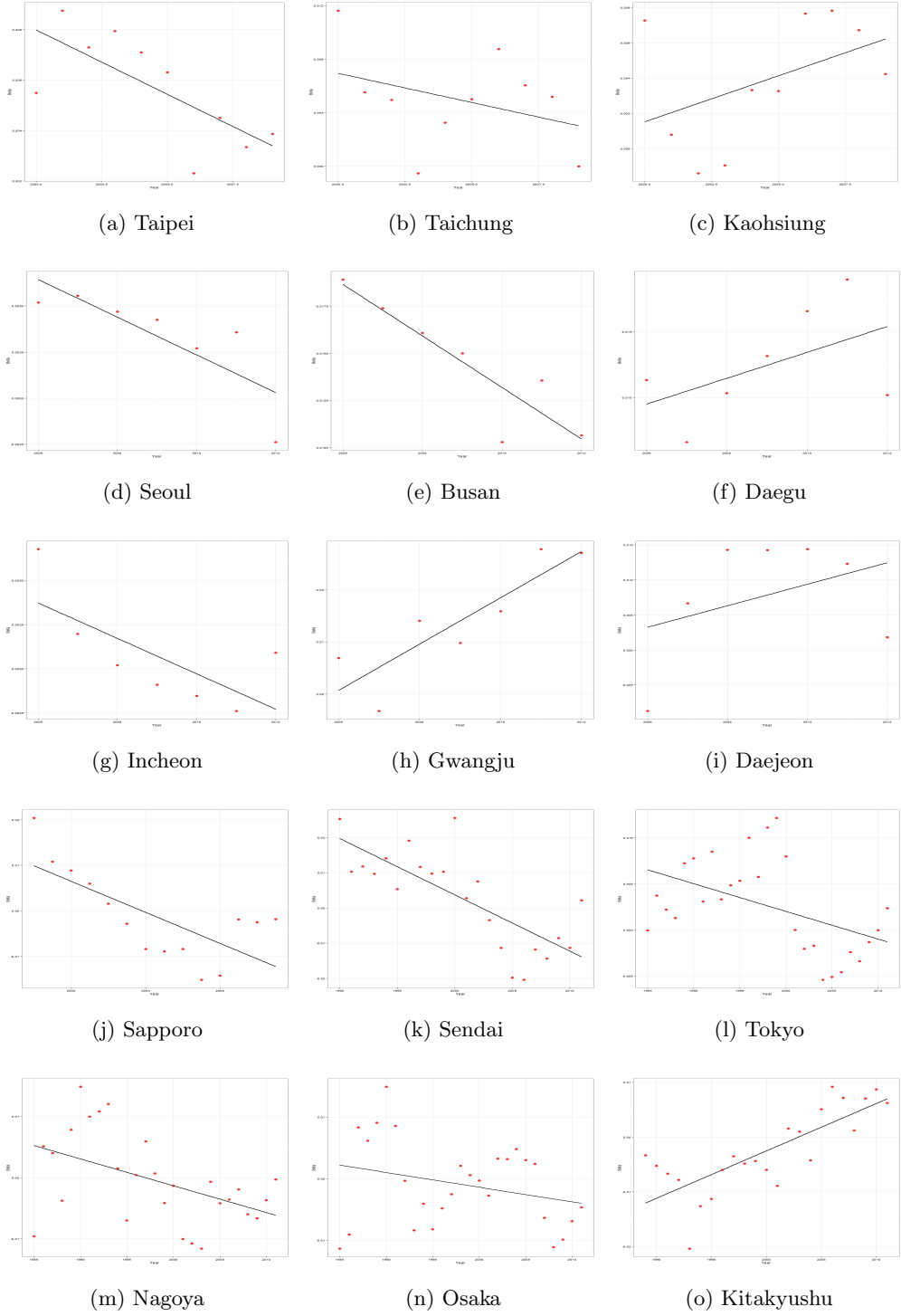


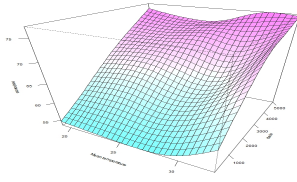
Figure 3.6: Regression coefficients for  $O_3$  plotted against median year of each period.

### 3.3 시간변동계수 모형 분석 결과

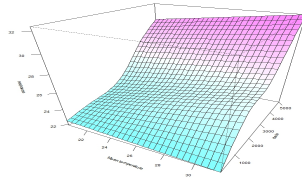
그림 3.7은 각 도시의 시간변동계수 모형 1에서 생성된 고온과 시간에 따른 사망자수의 예측값을 나타낸 3차원 그래프이다. 대만의 도시들은 최근으로 올수록 사망자수가 증가하고 있는데 이는 인구가 증가했기 때문으로 보인다. 서울과 나고야가 가장 주목할만한 그림을 보여주고 있다. 서울은 과거에 온도 증가에 따라 급격하게 사망률이 증가하는 것으로 나타난 반면 최근에 와서는 기온기의 정도가 크게 감소한 것처럼 보인다. 나고야도 서울과 비슷한 형태를 가진다.

그림 3.8과 그림 3.9은 대기오염 물질의 농도와 연도에 따른 사망자수의 예측값을 나타낸 그래프로, 전자는 미세먼지 후자는 오존에 대한 것이다. 대구에서 오존에 따른 사망률 변화가 시간에 따라 증가하는 것처럼 보이는데 이는 그림 3.6f에서 보이는 것과 일치하는 것이다. 다른 도시들의 경우 뚜렷한 경향은 나타나지 않았다.

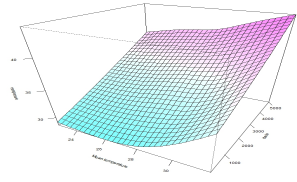




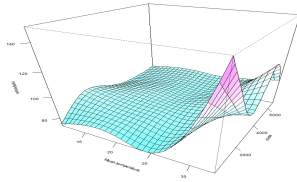
(a) Taipei



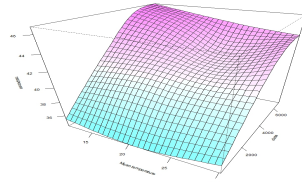
(b) Taichung



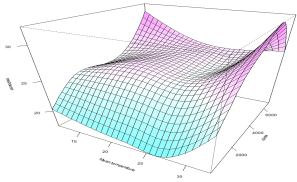
(c) Kaohsiung



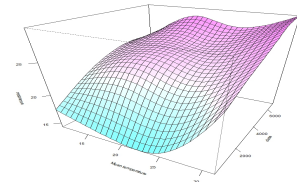
(d) Seoul



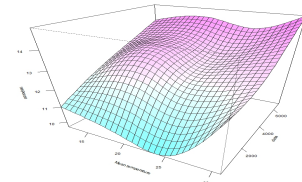
(e) Busan



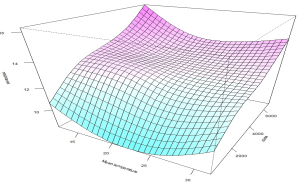
(f) Daegu



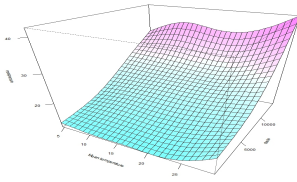
(g) Incheon



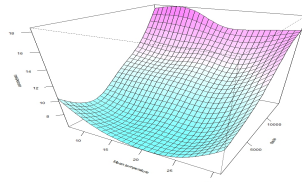
(h) Gwangju



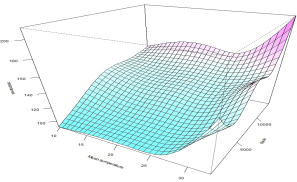
(i) Daejeon



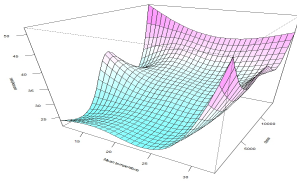
(j) Sapporo



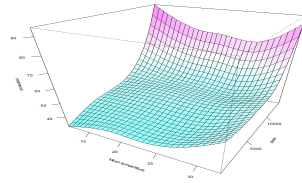
(k) Sendai



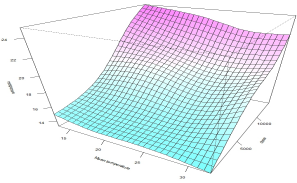
(l) Tokyo



(m) Nagoya



(n) Osaka



(o) Kitakyushu

Figure 3.7: Predicted mortality by temperature and time using TVCM 1.

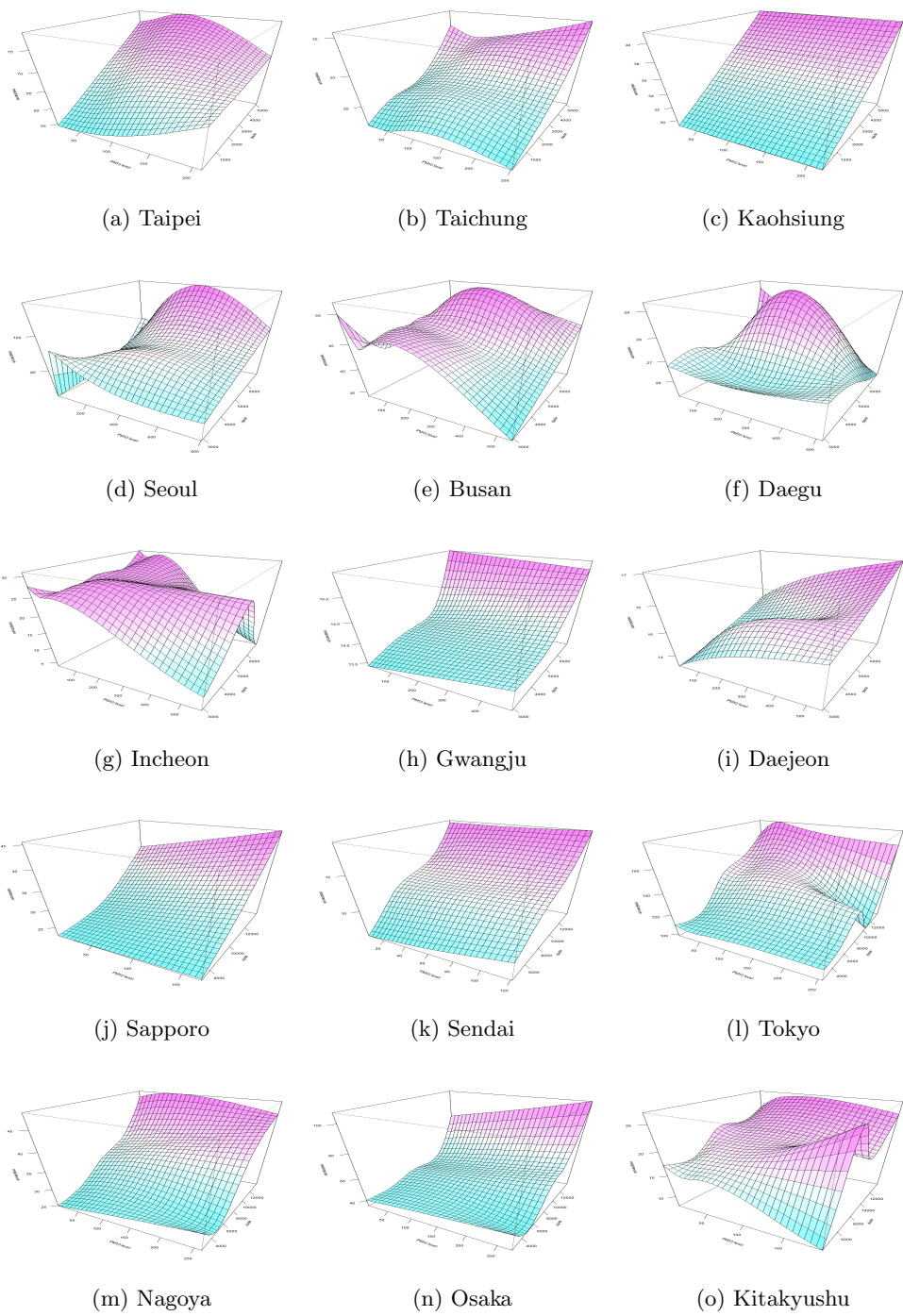
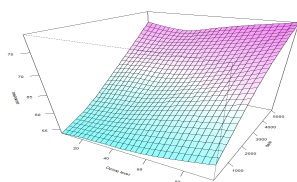
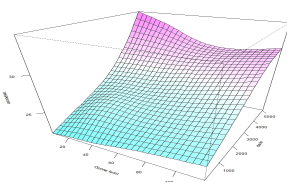


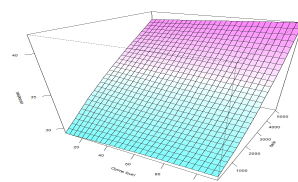
Figure 3.8: Predicted mortality by  $PM_{10}$  and time using TVCM 1.



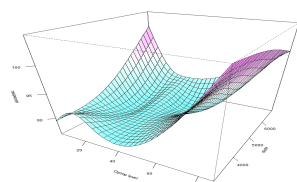
(a) Taipei



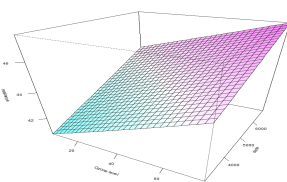
(b) Taichung



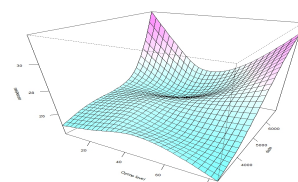
(c) Kaohsiung



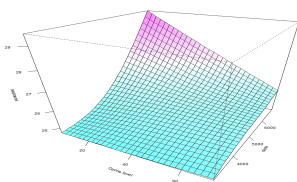
(d) Seoul



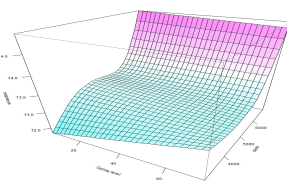
(e) Busan



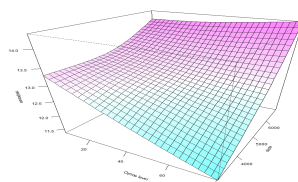
(f) Daegu



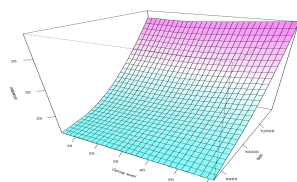
(g) Incheon



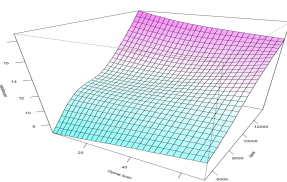
(h) Gwangju



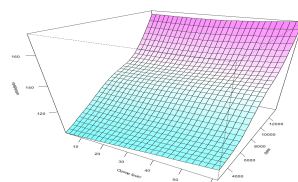
(i) Daejeon



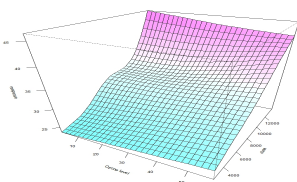
(j) Sapporo



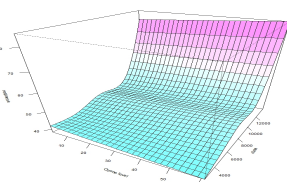
(k) Sendai



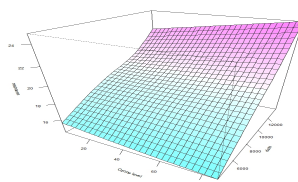
(l) Tokyo



(m) Nagoya



(n) Osaka



(o) Kitakyushu

Figure 3.9: Predicted mortality by  $O_3$  and time using TVCM 1.

그림 3.10-3.12는 시간변동계수 모형 1의 결과를 첫 해, 가운데 해, 마지막 해에 대해 층화하여 나타낸 것이다. 검은색 선이 첫 연도를, 노란색 선이 가운데 연도, 마지막으로 붉은 색 선이 마지막 연도의 노출과 사망률의 관계를 나타낸다.

그림 3.10은 온도에 따른 사망률 변화를 각 년도에 따라 나타낸 것이다. 대부분의 도시에서 일정 온도 이상에서의 기울기가 최근에 이르러서 감소하는 경향이 나타남을 확인할 수 있다. 그 경향은 대만보다 한국과 일본 도시에서 뚜렷하게 나타났는데, 특히 서울, 인천, 삿포르, 나고야에서 확연하게 나타났다.

그림 3.11은 미세먼지 농도에 따른 사망률 변화를 해당 년도에 따라 나타낸 것이다. 대부분의 도시에서 미세먼지의 증가로 인한 사망률 변화는 연도에 따라 크게 차이가 나지 않았다. 다만 인천의 경우 첫 연도와 끝 연도에서는 미세먼지 농도가 증가함에 따라 사망률이 감소하는 경향이 있었으나 중간 연도에서는 미세먼지가 사망률에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 기타큐슈는 첫 연도에서는 감소하는 경향이 나타났으나, 중간 연도와 끝 연도에서는 미세먼지의 영향이 없는 것처럼 나타났다. 센다이의 경우 첫 연도에서는 미세먼지 농도가 증가함에 따라 사망률이 증가하는 경향을 보여주었으나 중간 연도와 마지막 연도에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

한편 오존의 경우, 대부분의 도시에서 사망률 변화에 큰 차이가 없었다. 다만 타이쵡과 센다이의 경우는 끝 연도에서 오존 농도 증가로 인한 사망률 변화의 정도가 이전 년도에 비해 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 타이쵡과 센다이에 대한 자료 분할 분석의 결과인 그림 3.6b와 3.6k와 일치하는 결과이다. 반면 대구와 대전의 경우 오존으로 인한 사망률 변화가 최근에 이르러 증가하는 것처럼 나타난다(그림 3.12). 이와 같은 경향은 같은 모형을 이용한 분석의 결과인 그림 3.7f, 3.7i에서 확인할 수 있을 뿐만이 아니라, 자료 분할 분석의 결과인 그림 3.6f, 3.6i에서도 확인할 수 있다.

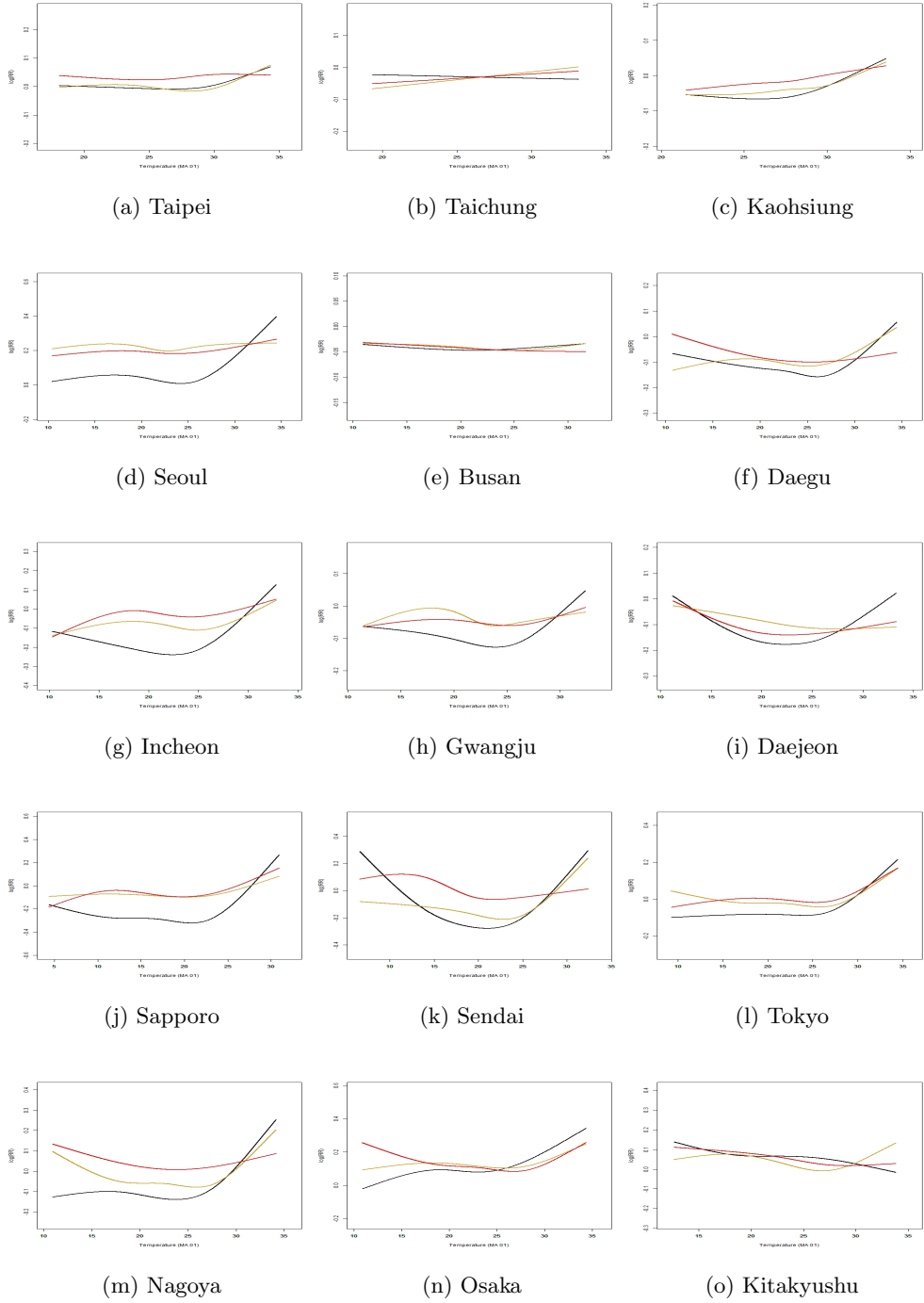
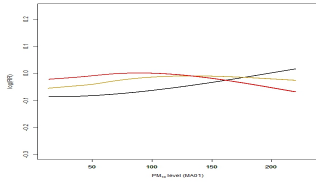
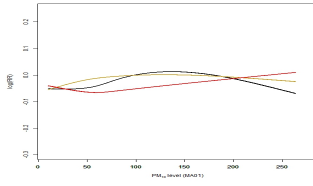


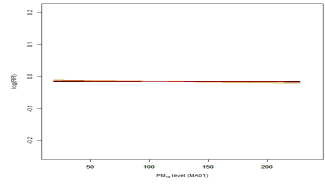
Figure 3.10: The non-linear curve of daily mortality and daily mean temperature in first (black line), median (yellow), and last (red) years.



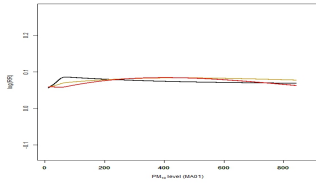
(a) Taipei



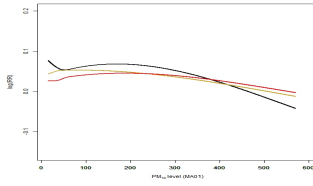
(b) Taichung



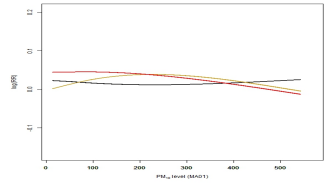
(c) Kaohsiung



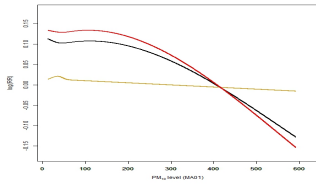
(d) Seoul



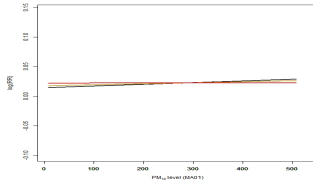
(e) Busan



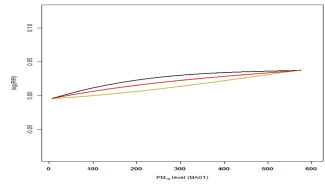
(f) Daegu



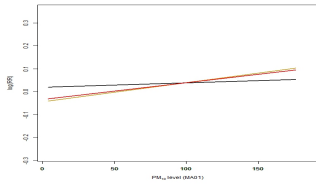
(g) Incheon



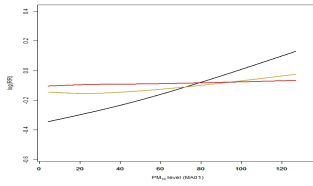
(h) Gwangju



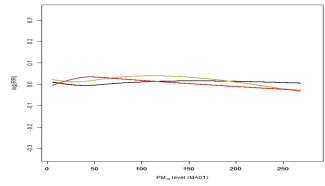
(i) Daejeon



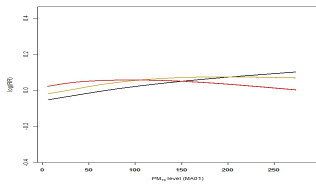
(j) Sapporo



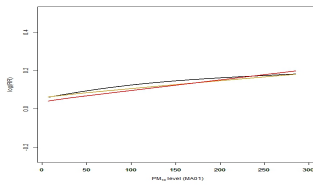
(k) Sendai



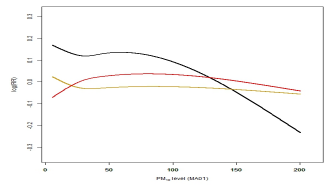
(l) Tokyo



(m) Nagoya



(n) Osaka



(o) Kitakyushu

Figure 3.11: The non-linear curve of daily mortality and daily  $PM_{10}$  level in first (black line), median (yellow), and last (red) years.

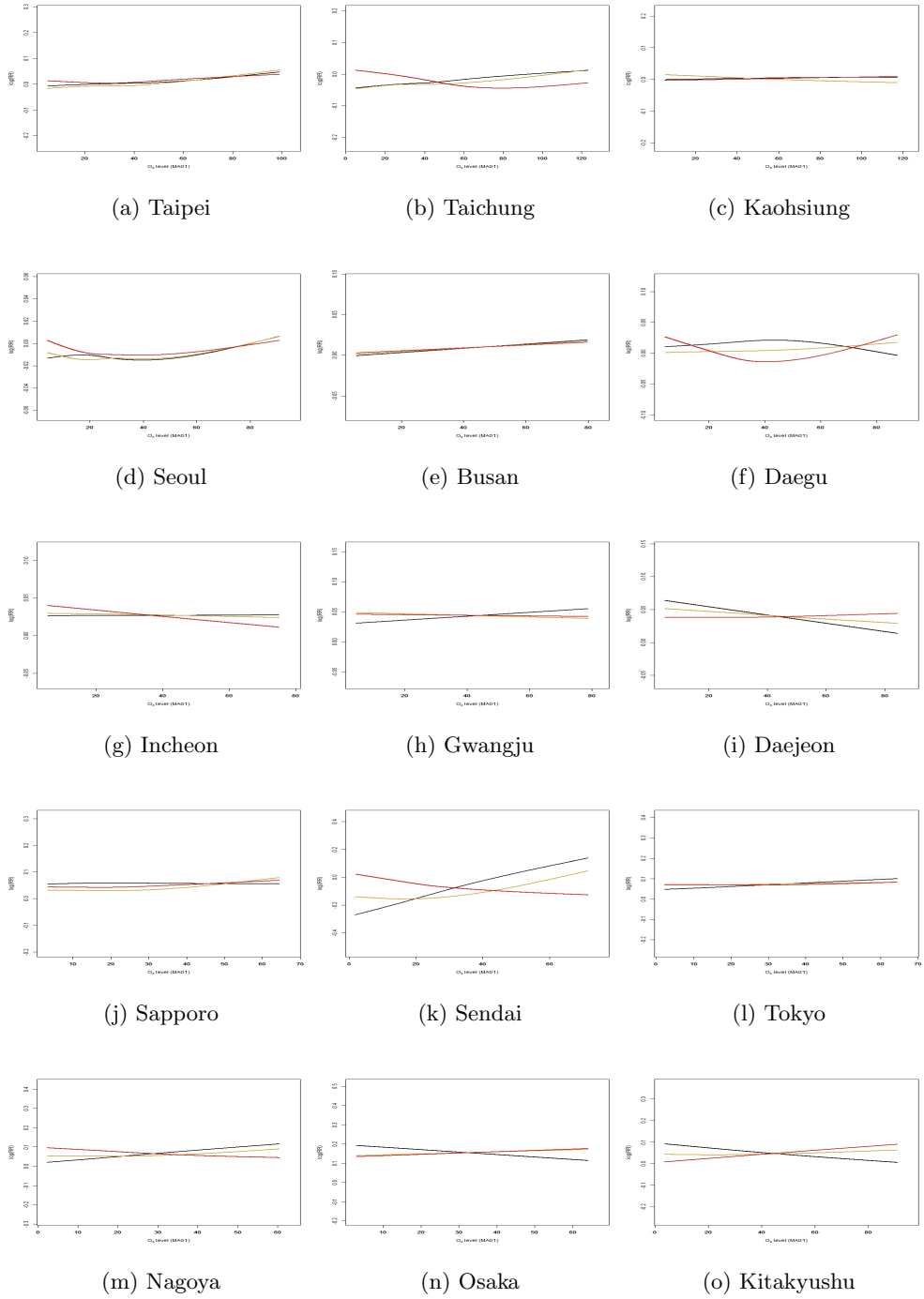


Figure 3.12: The non-linear curve of daily mortality and daily O<sub>3</sub> level in first (black line), median (yellow), and last (red) years.

시간변동계수 모형 2를 이용한 분석의 결과는 표 3.3-3.5에 요약되어 있다. 이는 시간변동계수 함수의 기울기에 대한 추정치와 그것의 신뢰구간을 정리한 것으로, 즉 각 도시마다 구한  $\hat{\gamma}_1$ 을 나타낸 것이다. 전체 기간 자료를 대상으로 분석하여 구한 시간변동계수 함수의 기울기와 모든 도시에 공통으로 존재하는 연도의 자료를 대상으로 한 시간변동계수 함수 기울기를 나타내었다. 공통 연도에 대한 분석은 도시 간의 비교를 위해 수행하였다. 분석 연도가 달라지면 기울기를 직접적으로 비교하기 어렵다고 판단했기 때문이다. 또한 그 값이 매우 작기 때문에 1,000을 곱한 값을 표에 기재하였다. 따라서 이는 온도의 경우 1°C 증가, 대기오염 물질에 대해서는 10 ppb 증가에 따른 사망률 변화정도가 제시된 수치에 1,000을 나눈 만큼 1년 동안 감소한다고 해석할 수 있다.

표 3.3는 고온에 따른 사망률 변화의 연도에 따른 변동을 나타낸 것이다. 타이페이, 부산과 일본의 6개 도시는 유의하게 감소하는 경향을 나타낸다. 즉 이 도시들은 고온에 의한 사망률 변화가 지속적으로 감소하였다고 말할 수 있다. 도시 간 비교를 위해 공통 연도를 대상으로 분석한 결과를 보면, 부산과 삿포로, 센다이, 키타큐수는 전체 기간을 대상으로 한 분석의 결과와 달리 유의한 결과를 보여주지 않았다. 이는 그림 3.4에서 확인할 수 있는 것처럼 이 도시들의 사망률 변화의 감소 정도가 최근 연도에 들어와서 작아졌기 때문으로 생각된다. 고온에 의한 취약성이 가장 크게 감소한 도시는 나고야였는데,  $-1.196 \times 10^{-3}$  (CI:  $-1.899 \times 10^{-3}$ ,  $-0.492 \times 10^{-3}$ )이었다. 한편 서울의 경우 전체 자료를 대상으로 한 분석에서는 회귀 계수 함수 기울기 값이  $-0.021 \times 10^{-3}$  (CI:  $-0.294 \times 10^{-3}$ ,  $-0.252 \times 10^{-3}$ )로 음수인 반면, 공통 연도 자료를 대상으로 한 분석에서는  $0.113 \times 10^{-3}$  (CI:  $-0.289 \times 10^{-3}$ ,  $-0.525 \times 10^{-3}$ )으로 양수값을 나타내었다. 서울의 경우 그림 3.4d에서 보는 것처럼 최근에 이르러 오히려 온도로 인한 사망률 변화가 증가때문으로 생각된다.

표 3.4는 미세먼지의 농도 증가에 의한 사망률 변화의 시간적 추세를 요약하



고 있다. 미세먼지에 의한 사망률 증가가 연도에 따라 유의하게 감소한 도시는 없었다. 오히려 카오슝에서는 미세먼지에 대한 인구집단의 취약성이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 자료 분할 분석의 결과인 그림 3.5과 일치하는 것이다. 또한 공통연도를 대상으로 한 분석에서는 타이페이와 미세먼지에 대한 위험이 증가하는 것으로 나타났다. 다른 도시에서는 그 효과가 유의하게 관측되지는 않았다. 공통 연도의 자료를 한 분석을 보면 미세먼지에 대해 사망률 변화의 연도에 대한 변화가 가장 크게 감소하는 도시는 나고야로 시간변동계수의 기울기가  $-1.49 \times 10^{-3}$  (CI:  $-3.086 \times 10^{-3}$ ,  $0.107 \times 10^{-3}$ )의 값을 가졌다.

표 3.5는 오존 농도의 증가로 인한 사망률 변화의 시간적 변동의 정도를 요약하고 있다. 대구와 센다이에서 오존에 의한 사망률 변화만이 유의하게 감소하는 경향을 나타내었다. 센다이의 결과는 자료 분할 분석의 결과인 그림 3.6k와 일치하나, 대구의 결과는 그림 3.6f과는 반대로 나타났다. 대구의 결과는 추가적인 연구가 필요하다. 한편 다른 도시들은 오존으로 인한 사망률의 변화 정도가 시간에 따라 유의하게 변하지는 않았다. 오존으로 인한 사망률 변화의 연도에 대한 변화가 가장 크게 감소한 도시는 광주로 시간 변동 계수의 기울기가  $-4.931 \times 10^{-3}$  (CI:  $-11.952 \times 10^{-3}$ ,  $2.091 \times 10^{-3}$ )의 값을 가졌다.

Table 3.3: Temporal change per year in log relative risk associated with 1°C increase of temperature, which is the slope of time-varying coefficient function in TVCM 2. The value that is 1,000 times multiplied is presented.

Country	City	Slope of TV coefficient in whole period	Slope of TV coefficient in common period
Taiwan	Taipei	-1.083 (-1.808, -0.358)	-1.083 (-1.808, -0.358)
	Taichung	-0.952 (-2.43, 0.525)	-0.952 (-2.43, 0.525)
	Kaohsiung	-0.122 (-1.612, 1.369)	-0.122 (-1.612, 1.369)
Korea	Seoul	-0.021 (-0.294, 0.252)	0.113 (-0.299, 0.525)
	Busan	-0.584 (-1.034, -0.134)	-0.293 (-0.958, 0.373)
	Daegu	-0.319 (-0.777, 0.138)	-0.017 (-0.698, 0.664)
	Incheon	0.028 (-0.576, 0.632)	-0.07 (-0.973, 0.834)
	Gwangju	-0.202 (-0.929, 0.526)	-0.06 (-1.138, 1.018)
	Daejeon	0.002 (-0.709, 0.713)	0.544 (-0.532, 1.619)
Japan	Sapporo	-0.166 (-0.342, 0.01)	-0.518 (-1.252, 0.216)
	Sendai	-0.53 (-0.8, -0.261)	-0.885 (-1.944, 0.174)
	Tokyo	-0.476 (-0.553, -0.4)	-0.514 (-0.844, -0.184)
	Nagoya	-0.771 (-0.937, -0.606)	-1.196 (-1.899, -0.492)
	Osaka	-0.773 (-0.902, -0.644)	-0.876 (-1.457, -0.295)
	Kitakyushu	-0.515 (-0.74, -0.29)	-0.688 (-1.623, 0.248)

Table 3.4: Temporal change per year in log relative risk associated with 10 ppb increase of PM<sub>10</sub>, which is the slope of time-varying coefficient function in TVCM 2. The value that is 1,000 times multiplied is presented.

Country	City	Slope of TV coefficient in whole period	Slope of TV coefficient in common period
Taiwan	Taipei	0.294 (-0.091, 0.68)	1.095 (0.218, 1.972)
	Taichung	0.122 (-0.381, 0.625)	0.85 (-0.297, 1.997)
	Kaohsiung	0.716 (0.231, 1.202)	2.134 (1.064, 3.205)
Korea	Seoul	0.044 (-0.269, 0.357)	0.141 (-0.313, 0.595)
	Busan	0.05 (-0.536, 0.636)	-0.391 (-1.199, 0.417)
	Daegu	0.495 (-0.212, 1.201)	1.003 (-0.059, 2.064)
	Incheon	-0.503 (-1.221, 0.215)	-1.074 (-2.166, 0.018)
	Gwangju	0.069 (-0.927, 1.065)	-0.987 (-2.564, 0.589)
	Daejeon	-0.395 (-1.46, 0.67)	-0.463 (-2.073, 1.146)
Japan	Sapporo	1.043 (-0.378, 2.464)	0.618 (-3.927, 5.164)
	Sendai	-0.297 (-1.151, 0.557)	1.61 (-2.547, 5.767)
	Tokyo	-0.051 (-0.145, 0.043)	0.02 (-0.877, 0.917)
	Nagoya	-0.022 (-0.217, 0.174)	-1.49 (-3.086, 0.107)
	Osaka	-0.109 (-0.256, 0.038)	0.44 (-0.829, 1.709)
	Kitakyushu	0.443 (0.067, 0.818)	1.19 (-1.06, 3.44)

Table 3.5: Temporal change per year in log relative risk associated with 10 ppb increase of  $O_3$ , which is the slope of time-varying coefficient function in TVCM 2. The value that is 1,000 times multiplied is presented.

Country	City	Slope of TV coefficient in whole period	Slope of TV coefficient in common period
Taiwan	Taipei	-0.117 (-0.951, 0.717)	-0.096 (-1.798, 1.605)
	Taichung	-1.119 (-2.26, 0.022)	-2.011 (-4.535, 0.512)
	Kaohsiung	-0.382 (-1.329, 0.566)	0.851 (-1.216, 2.917)
Korea	Seoul	-1 (-2.444, 0.444)	-2.03 (-4.362, 0.303)
	Busan	-0.387 (-2.626, 1.853)	1.367 (-2.377, 5.112)
	Daegu	-3.086 (-5.732, -0.439)	-0.63 (-5.011, 3.751)
	Incheon	-2.324 (-5.178, 0.53)	-3.004 (-7.85, 1.843)
	Gwangju	-0.538 (-4.759, 3.683)	-4.931 (-11.952, 2.091)
	Daejeon	3.073 (-0.845, 6.991)	5.018 (-1.918, 11.953)
Japan	Sapporo	-1.745 (-4.186, 0.696)	1.116 (-6.395, 8.627)
	Sendai	-2.36 (-4.718, -0.002)	-0.982 (-11.043, 9.078)
	Tokyo	-0.091 (-0.499, 0.318)	-0.31 (-2.235, 1.615)
	Nagoya	-0.46 (-1.31, 0.389)	-2.083 (-6.662, 2.495)
	Osaka	-0.289 (-0.842, 0.263)	-4.479 (-7.434, -1.525)
	Kitakyushu	0.431 (-0.729, 1.59)	-0.136 (-5.876, 5.604)

## 제 4 장 결론 및 고찰

본 연구는 온도에 의한 건강영향이 감소하는 경향이 대부분의 동아시아 도시에서 관측되는 것을 확인하였다. 이 결과는 Guo Y et al. (2012)이 수행했던 연구 결과와 일치하는 것이다. Guo Y et al. (2012)은 미국 83개 도시의 온도에 의한 75세 이상 노인인구의 사망률 변화를 연도마다 추정한 후 이를 8개 지역으로 병합하였다. 병합한 추정치에 대해 시간적 추이를 확인하였는데, 모든 지역에서 감소하는 경향이 나타나는 것을 확인하였다. 이는 본 연구의 사전 분석에 사용했던 방법인 자료 분할 분석과 유사한 것인데 본 연구가 5년 단위로 데이터를 사용한 것과 달리 Guo Y et al. (2012)는 1년 단위로 데이터를 분할하여 이용했다는 차이가 있다.

고온에 대한 인구 집단의 적응 능력에 기여하는 요인으로는 다음과 같은 것들이 있다. 대표적인 예로 폭염 경보 제도(heat warning system)을 들 수 있다. 폭염 경보 제도는 극단적으로 높은 온도를 가질 것으로 예상되는 날을 예측하여 정보를 제공함으로써 행정 기관 및 인구 집단이 대응 행동을 효과적으로 수행할 수 있게 하는 것이다. 특히 이러한 조기경보는 취약 집단의 인구가 회피행동을 할 수 있게끔 하여 고온에 취약한 인구의 신체적 부담을 경감할 수 있게 한다. 폭염 경보는 전달 수단의 증대 및 확장, 온도 예측 능력의 향상 등으로 더욱 효과적인 수단이 되고 있다 [Kovats and Kristie, 2006]. 많은 지역에서 고온 혹은 폭염으로 인한 사망자수가 폭염 경보로 인해 감소하였다는 결과가 보고되고 있다 [Kalkstein et al., 1996, Palecki et al., 2001, Kovats and Kristie, 2006].

또한 냉방 시설의 증가 역시 적응에 도움이 되는 요인이다. 직장과 가정,

이동 시설에서 냉방 시설 구비의 증가는 인간이 고온에 대한 직접적으로 노출되는 것을 회피하게 해준다. 몇 개의 연구가 온도와 사망과의 관계가 냉방과 관련이 있다는 결론을 내린 바 있다. 1949년부터 1970년까지의 미국 뉴욕(New York)에서 발생한 폭염을 대상으로 한 연구에서는 그 해 여름의 첫 폭염으로 인한 추가 사망자수가 21년 동안 감소하였음을 보고하였으며, 이를 냉방 시설 보급의 증대로 설명하였다 [Marmor, 1975]. 또 다른 연구는 2003년 포르투갈에서 발생한 폭염으로 인한 병원내 사망자수가 냉방시설로 인해 감소했다고 보고하고 있다 [Nunes et al., 2011]. 미국 12개 도시를 대상으로 한 연구에서는 도시의 냉방 시설 보급률이 높을수록 고온으로 인한 사망률 변화가 낮아지는 경향을 발견하였다 [Braga et al., 2001].

본 연구는 온도에 의한 사망률 변화의 시간적 추이가 나라마다 그 정도가 다를 것을 확인하였다. 일본의 도시들은 보다 안정적인 감소 경향을 보였다. 또한 타이페이, 서울 등의 대도시가 중소도시보다 명확한 감소 경향을 나타내었다. 경제적으로 발전한 도시가 적응 정책을 효과적으로 잘 수행하고 있기 때문인 것으로 보인다.

한편 대기오염으로 인한 사망률 변화의 시간적 변동은 뚜렷한 경향을 보이지 않았다. 오직 대구와 센다이에서만 오존에 의한 사망률 변화가 연도가 지날수록 유의하게 감소했으며, 오히려 카오슝과 키타큐슈에서는 미세먼지에 의한 사망률 변화의 시간적 추이가 유의하게 증가하는 경향이 관찰되기도 하였다. 대기오염에 대한 적응이 잘 나타나지 않는 이유로 다음의 몇 가지 가능성을 생각해볼 수 있다.

첫 번째로 대기오염은 역치 효과가 불분명하기에 경보가 비효과적일 수 있다는 점을 들 수 있다 [Brunekreef and Holgate, 2002]. 미세먼지와 오존의 경우 앞에서 언급했듯이 사망률과 선형적인 관계에 있다고 알려져 있으며, 일정 농도 이상에서 급격히 사망률이 증가하는 효과가 미비한 것으로 알려져 있다. 즉

낮은 농도의 미세먼지와 오존도 사망률 증가를 가져올 수 있다. 그렇기에 높은 대기오염 수치를 예보하는 대기오염 경보는 낮은 농도에서의 사망률을 감소시키지는 못하여 대기오염에 의한 사망률 변화를 감소시키지 못할 수 있다.

두 번째로는 대기오염으로 인한 사망률 변화가 온도에 비해 작기 때문에 같은 표본 수라 하더라도 효과의 시간적 변동을 포착할 충분한 검정력을 확보하기 못했을 수 있다. 표 3.2에서 확인할 수 있듯이 미세먼지와 오존으로 인한 사망률 변화는 온도에 비해 미미한데 이는 10 ppb 증가가 1°C 증가에 비해 작은 분위수 증가가 아님을 생각할 때 그렇다. 다시 말해 온도와 대기오염 물질의 농도 분포에서 각각 비슷한 분위수의 양이 증가할 때 사망률 변화는 온도의 경우가 더 크다고 할 수 있다. 따라서 대기오염으로 인한 사망률 변화의 시간적 변동을 포착하지 못할 가능성이 상당부분 존재한다. 또한 한국과 일본의 경우 대기오염 자료의 구축 기간이 짧다는 점, 즉 표본 크기가 작다는 점 또한 낮은 검정력의 요인이 될 수 있다.

본 연구의 장점으로서는 시간에 따른 효과의 변동을 하나의 모형으로 추정하는 방법론을 제시했다는 점이 있다. 본 연구의 자료 분할 분석과 같이 자료를 연도별로 나눈 후 각 자료에 대하여 회귀계수를 추정하여 이의 경향을 살펴본 연구 [Guo et al., 2012]는 존재하였지만 이와 같은 접근법은 자료를 축소함으로써 인해 각 모형의 검정력이 낮아지며, 모형을 여러 번 반복해야 하는 번거로움이 존재한다는 단점이 있다. 시간변동계수 모형을 적용한 본 연구의 접근법은 모든 년도의 자료를 활용할 뿐만 아니라 하나의 모형으로서 효과의 변동을 추정할 수 있다는 장점을 가진다.

또한 동아시아 3 국가의 15개 도시를 대상으로 분석한 국제 연구라는 점을 장점으로 가진다. 동아시아 세 국가는 경제 규모 및 기후 조건이 상이하다. 대만은 아열대 기후를 가지고 있는 반면 한국과 일본은 비교적 덜 습하고 덜 더운 온대 기후를 가지고 있다. 또한 이들 도시는 인구 및 경제 규모가 상이

한데, 각 국의 수도인 타이페이 서울, 도쿄의 인구 및 경제 규모가 가장 크고 다른 도시들은 이보다는 작은 규모를 가진다. 본 연구는 상이한 특성을 지닌 15 개 도시를 비교함으로써 고온과 대기오염에 대한 인구 집단의 적응에 영향을 주는 요인을 추정할 수 있었다.

본 연구의 한계점으로는 다음과 같은 것들이 있다. 첫 번째로 대기오염의 경우 건강 영향의 시간적 변동을 보기 위한 자료로서는 그 기간이 짧다는 점을 들 수 있다. 특히 한국의 경우 대기오염 자료가 11년만 구축되어 있어 장기적으로 일어날 수 있는 인구 집단의 적응 경향을 관찰하기에는 한계가 있다. 또한 이는 위에서도 언급했듯이 충분한 검정력을 확보하지 못하게 하는 원인이 된다.

두 번째로 모형의 복잡성이 증가하여 모형의 효율성이 감소하였다는 점이다. 특히 시간변동계수 모형1의 경우 시간과 노출 변수에 대한 상호작용 효과를 전부 모형화하였기 때문에, 추정해야하는 모수의 개수가 증가한다. 이는 자료의 크기에 비해 추정이 필요한 모수의 수가 지나치게 많아져 모형의 정확성이 떨어지는 결과를 낼 수 있게 된다. 특히 대기오염 모형의 경우 온도 모형에 비해 이용할 수 있는 자료가 한정되어 있기 때문에 유의미한 결과를 얻지 못했을 가능성이 크다.

추후 연구로는 취약 집단을 고려한 연구를 생각할 수 있다. 많은 연구를 통해 노인 인구가 고온 [Baccini et al., 2008, Yu et al., 2010, Leone et al., 2013]과 대기오염 [Ballester et al., 1996, Forastiere et al., 2008, Kan et al., 2008, Gouveia and Fletcher, 2000]에 취약하다는 점이 밝혀졌다. 노인 인구는 심혈관계 질환과 호흡기계 질환을 앓을 가능성이 높기 때문이다. 또한 몇 개의 연구는 저학력, 저소득 등 낮은 사회경제적 지위를 가진 사람이 고온 [O'Neill et al., 2003, Stafoggia et al., 2006, Chan et al., 2012]과 대기오염 [Kan et al., 2008, Cakmak et al., 2011]에 취약하다고 보고하고 있다. 만성질환 유병자 또한 그 취약성이 몇 개의 연구에서 입증된 바 있다 [Forastiere et al., 2008]. 따라서 취약 계층의 적응을 돕는



정책적 노력이 필요함과 동시에, 효과적인 개입을 위해 취약 집단에 미치는 고온과 대기오염의 건강 영향의 시간적 변동을 확인할 연구가 필요하다. 취약 계층에 초점을 맞춘 추후의 연구가 수행될 필요가 있다.

## 참고문헌

- [Baccini et al., 2008] Baccini, M., Biggeri, A., Accetta, G., Kosatsky, T., Katsouyanni, K., Analitis, A., Anderson, H. R., Bisanti, L., D'Ippoliti, D., Danova, J., Forsberg, B., Medina, S., Paldy, A., Rabczenko, D., Schindler, C., and Michelozzi, P. (2008). Heat effects on mortality in 15 european cities. *Epidemiology*, 19(5):711–719.
- [Ballester et al., 1996] Ballester, F., Corella, D., Perez-Hoyos, S., and Hervas, A. (1996). Air pollution and mortality in valencia, spain: a study using the aphea methodology. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(5):527–533.
- [Bell et al., 2004] Bell, M. L., McDermott, A., Zeger, S. L., Samet, J. M., and Dominici, F. (2004). Ozone and short-term mortality in 95 us urban communities, 1987-2000. *JAMA: the journal of the American Medical Association*, 292(19):2372–2378.
- [Braga et al., 2001] Braga, A. L. F., Zanobetti, A., and Schwartz, J. (2001). The time course of weather-related deaths. *Epidemiology*, 12(6):662–667.
- [Braga et al., 2002] Braga, A. L. F., Zanobetti, A., and Schwartz, J. (2002). The effect of weather on respiratory and cardiovascular deaths in 12 us cities. *Environmental Health Perspectives*, 110(9):859–863.
- [Brunekreef and Holgate, 2002] Brunekreef, B. and Holgate, S. T. (2002). Air pollution and health. *The lancet*, 360(9341):1233–1242.

- [Cakmak et al., 2011] Cakmak, S., Dales, R. E., Angelica Rubio, M., and Blanco Vidal, C. (2011). The risk of dying on days of higher air pollution among the socially disadvantaged elderly. *Environmental Research*, 111(3):388–393.
- [Chan et al., 2012] Chan, E. Y. Y., Goggins, W. B., Kim, J. J., and Griffiths, S. M. (2012). A study of intracity variation of temperature-related mortality and socioeconomic status among the chinese population in hong kong. *Journal of epidemiology and community health*, 66(4):322–327.
- [Chen et al., 2008] Chen, G., Song, G., Jiang, L., Zhang, Y., Zhao, N., Chen, B., and Kan, H. (2008). Short-term effects of ambient gaseous pollutants and particulate matter on daily mortality in shanghai, china. *Journal of occupational health*, 50(1):41–47.
- [Curriero et al., 2002] Curriero, F. C., Heiner, K. S., Samet, J. M., Zeger, S. L., Strug, L., and Patz, J. A. (2002). Temperature and mortality in 11 cities of the eastern united states. *American Journal of Epidemiology*, 155(1):80–87.
- [Daniels et al., 2000] Daniels, M. J., Dominici, F., Samet, J. M., and Zeger, S. L. (2000). Estimating particulate matter-mortality dose-response curves and threshold levels: an analysis of daily time-series for the 20 largest us cities. *American journal of epidemiology*, 152(5):397–406.
- [Dominici et al., 2003] Dominici, F., McDermott, A., Zeger, S. L., and Samet, J. M. (2003). Airborne particulate matter and mortality: timescale effects in four us cities. *American Journal of Epidemiology*, 157(12):1055–1065.

- [Forastiere et al., 2008] Forastiere, F., Stafoggia, M., Berti, G., Bisanti, L., Cernigliaro, A., Chiusolo, M., Mallone, S., Miglio, R., Pandolfi, P., Rognoni, M., Serinelli, M., Tessari, R., and Vigotti, Mariangela and; Perucci, C. A. (2008). Particulate matter and daily mortality: a case-crossover analysis of individual effect modifiers. *Epidemiology*, 19(4):571–580.
- [Gasparrini and Armstrong, 2010] Gasparrini, A. and Armstrong, B. (2010). Time series analysis on the health effects of temperature: advancements and limitations. *Environmental research*, 110(6):633–638.
- [Gouveia and Fletcher, 2000] Gouveia, N. and Fletcher, T. (2000). Time series analysis of air pollution and mortality: effects by cause, age and socioeconomic status. *Journal of epidemiology and community health*, 54(10):750–755.
- [Guo et al., 2012] Guo, Y., Barnett, A. G., and Tong, S. (2012). High temperatures-related elderly mortality varied greatly from year to year: important information for heat-warning systems. *Scientific reports*, 2.
- [Hastie and Tibshirani, 1993] Hastie, T. and Tibshirani, R. (1993). Varying-coefficient models. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 55(4):757–796.
- [Hawkins, 1977] Hawkins, D. M. (1977). Testing a sequence of observations for a shift in location. *Journal of the American Statistical Association*, 72(357):180–186.
- [Iñiguez et al., 2010] Iñiguez, C., Ballester, F., Ferrandiz, J., Pérez-Hoyos, S., Sáez, M., and López, A. (2010). Relation between temperature and mortality

- in thirteen spanish cities. *International journal of environmental research and public health*, 7(8):3196–3210.
- [Kalkstein et al., 1996] Kalkstein, L. S., Jamason, P. F., Greene, J. S., Libby, J., and Robinson, L. (1996). The philadelphia hot weather-health watch/warning system: development and application, summer 1995. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 77(7):1519–1528.
- [Kan et al., 2008] Kan, H., London, S. J., Chen, G., Zhang, Y., Song, G., Zhao, N., Jiang, L., and Chen, B. (2008). Season, sex, age, and education as modifiers of the effects of outdoor air pollution on daily mortality in shanghai, china: The public health and air pollution in asia (papa) study. *Environmental health perspectives*, 116(9):1183–1188.
- [Kovats and Kristie, 2006] Kovats, R. S. and Kristie, L. E. (2006). Heat-waves and public health in europe. *The European Journal of Public Health*, 16(6):592–599.
- [Leone et al., 2013] Leone, M., D’Ippoliti, D., De Sario, M., Analitis, A., Menne, B., Katsouyanni, K., de’Donato, F. K., Basagana, X., Salah, A. B., Casimiro, E., Dörtbudak, Z., Iñiguez, C., Peretz, C., Wolf, T., and Michelozzi, P. (2013). A time series study on the effects of heat on mortality and evaluation of heterogeneity into european and eastern-southern mediterranean cities: results of eu circe project. *Environmental Health*, 12(1):55.
- [Marmor, 1975] Marmor, M. (1975). Heat wave mortality in new york city, 1949 to 1970. *Archives of Environmental Health: An International Journal*, 30(3):130–136.

- [Martin et al., 2012] Martin, S. L., Cakmak, S., Hebbern, C. A., Avramescu, M.-L., and Tremblay, N. (2012). Climate change and future temperature-related mortality in 15 canadian cities. *International journal of biometeorology*, 56(4):605–619.
- [Nunes et al., 2011] Nunes, B., Paixão, E., Dias, C. M., Nogueira, P., and Falcão, J. M. (2011). Air conditioning and intrahospital mortality during the 2003 heatwave in portugal: evidence of a protective effect. *Occupational and environmental medicine*, 68(3):218–223.
- [O’Neill et al., 2003] O’Neill, M. S., Zanobetti, A., and Schwartz, J. (2003). Modifiers of the temperature and mortality association in seven us cities. *American Journal of Epidemiology*, 157(12):1074–1082.
- [Palecki et al., 2001] Palecki, M. A., Changnon, S. A., and Kunkel, K. E. (2001). The nature and impacts of the july 1999 heat wave in the midwestern united states: learning from the lessons of 1995. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 82(7):1353–1367.
- [Samoli et al., 2005] Samoli, E., Analitis, A., Touloumi, G., Schwartz, J., Anderson, H. R., Sunyer, J., Bisanti, L., Zmirou, D., Vonk, J. M., Pekkanen, J., Goodman, P., Paldy, A., Schindler, C., and Katsouyanni, K. (2005). Estimating the exposure–response relationships between particulate matter and mortality within the apha multicity project. *Environmental Health Perspectives*, 113(1):88–95.
- [Samoli et al., 2008] Samoli, E., Peng, R., Ramsay, T., Pipikou, M., Touloumi, G., Dominici, F., Burnett, R., Cohen, A., Krewski, D., Samet, J., and Kat-

- souyanni, K. (2008). Acute effects of ambient particulate matter on mortality in europe and north america: results from the aphenia study. *Environmental health perspectives*, 116(11):1480–1486.
- [Stafoggia et al., 2006] Stafoggia, M., Forastiere, F., Agostini, D., Biggeri, A., Bisanti, L., Cadum, E., Caranci, N., de’Donato, F., De Lisio, S., De Maria, M., Michelozzi, P., Miglio, R., Pandolfi, P., Picciotto, S., Rognoni, M., Russo, A., Scarnato, C., and Perucci, C. A. (2006). Vulnerability to heat-related mortality: a multicity, population-based, case-crossover analysis. *Epidemiology*, 17(3):315–323.
- [Stafoggia et al., 2013] Stafoggia, M., Samoli, E., Alessandrini, E., Cadum, E., Ostro, B., Berti, G., Faustini, A., Jacquemin, B., Linares, C., Pascal, M., Randi, G., Ranzi, A., Stivanello, E., and Forastiere, F. (2013). Short-term associations between fine and coarse particulate matter and hospitalizations in southern europe: Results from the med-particles project. *Environmental health perspectives*, 121(9):1026–1033.
- [Thurston and Ito, 2000] Thurston, G. D. and Ito, K. (2000). Epidemiological studies of acute ozone exposures and mortality. *Journal of exposure analysis and environmental epidemiology*, 11(4):286–294.
- [Ulm, 1991] Ulm, K. (1991). A statistical method for assessing a threshold in epidemiological studies. *Statistics in medicine*, 10(3):341–349.
- [Yu et al., 2010] Yu, W., Vaneckova, P., Mengersen, K., Pan, X., and Tong, S. (2010). Is the association between temperature and mortality modified by

age, gender and socio-economic status? *Science of the Total Environment*, 408(17):3513–3518.

[Zanobetti and Schwartz, 2008] Zanobetti, A. and Schwartz, J. (2008). Temperature and mortality in nine us cities. *Epidemiology*, 19(4):563–570.



# Abstract

Ilsang Ohn

Department of Biostatistics

Graduate School of Public Health

Seoul National University

Many studies have reported that extreme high temperature and air pollution are associated with death. As the adverse health effects of high temperature and air pollution have been widely recognized, some prevention policies and actions came to be implemented. Due to these adaptations, there is a possibility that the adverse health effects of high temperature and air pollution can decrease from year to year because of increased adaptation over time. In this study, we examined the level of temporal variation on health effect in each city using the time-varying coefficient model (TVCM) which is widely used to analyze effect variation due to time.

Fifteen cities in East Asia including three cities in Taiwan, six cities in Korea, and six cities in Japan were included in this study. Daily mean temperature was used for the model to investigate high temperature effect and daily mean concentration of  $PM_{10}$  and  $O_3$  were used for the model to investigate air pollution effect.

Generalized linear model with Poisson distribution was used for the analyses. To see temporal variation of health effect of the exposure, we plotted the

regression coefficients for the exposure in the successive data set of 5 years at increments of 1 year against the median year of the divided data set. We constructed two type of TVCM. TVCM 1 allows non-linear association between effect and time using a smooth function. TVCM 2 assumes parametric association both between response and exposure and between effect and time. TVCM 1 was used to examine the relationship between effect and time and TVCM 2 was used to quantify the level of adaptation of each city. When applying for TVCM 2, we made a comparison in different cities performing additional analysis with common period data that existed in all of the cities. We controlled for relative humidity, day of the week, and time trend for all models. In the case of air pollution model, we additionally controlled for temperature.

There was a generally decreasing trend for the temperature effects. The slope of time-varying coefficient function for temperature was significantly negative in eight cities and slope was not significant but negative in other five cities except Incheon and Daejeon. The biggest value of negative slope in common period analysis appeared in Nagoya. The value was  $-1.196 \times 10^{-3}$  (CI:  $-1.899 \times 10^{-3}$ ,  $-0.492 \times 10^{-3}$ ) per 1 year.

On the contrary, there was not a clear decreasing trend for the air pollution effects. Only Daegu and Sendai presented the significantly decreasing trend for  $O_3$ . Effects of  $PM_{10}$  and  $O_3$  showed the decreasing trend in seven and thirteen cities, respectively. In common period analysis, Nagoya showed the largest negative slope of time-varying coefficient function for  $PM_{10}$ , which was  $-1.49 \times 10^{-3}$  (CI:  $-3.086 \times 10^{-3}$ ,  $0.107 \times 10^{-3}$ ) per 1 year, and Gwangju showed the largest negative slope for  $O_3$ , which was  $-4.931 \times 10^{-3}$  (CI:  $-11.952 \times 10^{-3}$ ,  $2.091 \times 10^{-3}$ ) per 1 year.

This study found that the generally decreasing trend for the temperature effects. However, there was no clear decreasing trend for air pollution effects. For temperature effects, this study found that Japanese cities showed more stable decreasing trend than Korean and Taiwanese cities, and bigger cities presented clearer decreasing trend. It means that people lived in economically developed cities have been well adapted to high temperature. We suggest that future analysis should focus on the susceptible groups to make more efficient policy.

**Keywords:** time-varying coefficient model, high temperature, air pollution, acclimation

**Student Number:** 2012-21894